Document de travail nº 19

Les écarts de salaires entre les industries et les salaires d'efficience – Certaines données canadiennes

Surendra Gera

et

Gilles Grenier

1991

ISSN 1180-3495

92-05312/

Les écarts de salaires entre les industries et les salaires d'efficience – Certaines données canadiennes

Les résultats publiés dans le présent document demeurent l'entière responsabilité des auteurs et, en tant que tels, n'engagent en rien le Conseil économique du Canada.

Les droits d'auteur sur les « Documents de travail » du Conseil économique appartiennent à la Couronne. Toute reproduction de courts extraits est autorisée aux termes de la législation canadienne sur le droit d'auteur. L'autorisation de reproduire ou de citer de longs extraits doit être adressée au :

Directeur des publications
Conseil économique du Canada
C. P. 527
Ottawa (Ontario)
K1P 5V6

Table des matières

Résumé vii

Remerciements ix

Avant-propos xi

I Introduction 1

II Les écarts de salaires entre les industries : données canadiennes 2

L'ampleur des écarts de salaires entre les industries 3

III Diverses explications des écarts de salaires entre les industries 12

Les explications fondées sur la concurrence 12

La structure professionnelle et les écarts de salaires 12

Divers modes d'accumulation du capital humain 20

La stabilité de la structure des salaires des industries 23

La qualité du travail 24

Les écarts compensateurs 28

Les explications fondées sur les institutions 30

Les salaires d'efficience 31

IV Les répercussions de nos résultats 35

Les écarts de salaires entre les industries et la segmentation du marché du travail 36

Les écarts de salaires entre les industries et le chômage 37

V Résumé et conclusion 41

Notes 43

Liste des tableaux 47

Bibliographie 49

Résumé

L'existence d'écarts de salaires entre les industries est un phénomène empirique bien démontré. Des travailleurs ayant des compétences semblables touchent des salaires différents d'une industrie à l'autre. Les modèles du marché du travail fondés sur la concurrence proposent des explications des écarts de salaires entre les industries. Toutefois, il peut y avoir des situations où les écarts de salaires ne peuvent pas s'expliquer entièrement par les raisons fournies dans les modèles fondés sur la concurrence. Dans de tels cas, l'existence de ces écarts est attribuée au fait que des travailleurs obtiennent des primes salariales ou des rentes économiques dans le cadre de leur emploi. Les théories des salaires d'efficience offrent une explication de l'existence de ces rentes. Le principal argument de ces théories est qu'il existe un rapport positif entre la productivité des travailleurs (après prise en compte des coûts liés à la formation et à la rotation de la main-d'oeuvre)uvre et le taux de salaire. Les entreprises ou les industries peuvent choisir de verser des salaires supérieurs au niveau d'équilibre du marché afin d'accroître la productivité des travailleurs.

Nous cherchons dans le présent document à examiner la nature des écarts de salaires entre les industries au Canada. Nous posons trois questions :

1 Quelle est l'ampleur des écarts de salaires entre les industries pour des travailleurs de compétences égales au Canada ? Ces écarts varient-ils dans le temps ?

2 Pourquoi ces écarts de salaires entre les industries existent-ils ? Ces écarts représentent-ils des « écarts compensateurs » (c'est-à-dire la rémunération de différences dans les conditions de travail ou dans la productivité des travailleurs) ou représentent-ils des primes salariales ou des rentes économiques ?

3 Ces écarts de salaires peuvent-ils contribuer à expliquer la segmentation observée sur le marché du travail canadien et les taux de chômage enregistrés pendant les années 80 ?

Nous estimons les écarts de salaires entre les industries aux niveaux d'agrégation des industries à un et deux chiffres, pour divers types de travailleurs et pour les diverses régions du Canada. L'échantillon est tiré de l'Enquête sur l'activité de 1986, qui fournit des données sur le capital humain et sur d'autres caractéristiques personnelles des travailleurs influant sur les salaires. Pour des raisons dont nous faisons état dans le présent document, notre échantillon exclut les travailleurs autonomes, ainsi que les salariés des secteurs de l'agriculture, de l'administration publique et de la défense.

Les principales conclusions de l'étude sont les suivantes : il existe d'importants écarts de salaires entre les industries qui varient relativement peu dans le

temps et selon les régions; la structure des écarts de salaires entre les industries est très semblable pour les travailleurs de diverses professions; ces écarts ne peuvent pas s'expliquer par des facteurs compensateurs. Les écarts semblent concorder avec les explications du marché du travail qui reposent sur le partage de la rente économique, comme celles qui s'inspirent de la notion de salaires d'efficience.

Enfin, les recherches indiquent que, bien que la croissance globale de l'emploi joue un certain rôle dans la réduction du taux de chômage, c'est la croissance des emplois à salaires élevés qui importe le plus. Ces conclusions donnent à penser que le faible rythme de création d'emplois dans les industries à salaires élevés et l'impact particulièrement grand de la croissance des emplois à salaires élevés sur le chômage total peuvent expliquer la persistance du chômage au Canada dans les années 80. Nous estimons que des politiques permettant d'améliorer la vigueur du secteur des emplois à salaires élevés, et en particulier du secteur manufacturier, pourraient constituer un objectif souhaitable.

Remerciements

Les auteurs souhaitent remercier Miles Corak, Jane Friesen, David Gray, Steve Kaliski, Peter Kuhn, Kathy McMullen, Sajjad Rahman, Someshwar Rao, Shamuel Sharir, Wayne Simpson, Ted Wannell et deux lecteurs anonymes pour leurs commentaires. Luc Filion a fourni une aide précieuse pour la recherche. Une version antérieure du présent document a été présentée à la réunion annuelle de l'Association canadienne d'économique tenue à Victoria (C.-B.) du 1er au 3 juin 1990. Ces travaux de recherche se sont achevés au moment où Gilles Grenier était chercheur invité au Conseil économique du Canada. Les opinions exprimées dans le présent document sont celles des auteurs et ne représentent pas le point de vue du Conseil économique du Canada. Les auteurs sont responsables de toute erreur ou omission.

Avant-propos

Dans son Vingt-septième Exposé annuel, le Conseil fait observer que les rigidités sur le marché du travail peuvent entraîner la persistance du chômage. Une forme observée de rigidité est l'incapacité des salaires de s'adapter à une baisse de la demande de biens et services et, par conséquent, de la demande de travail. Dans les périodes de ralentissement économique, la combinaison d'un chômage important et de salaires élevés et rigides engendre la persistance du chômage.

Les données empiriques semblent indiquer que certaines entreprises versent en fait des salaires supérieurs au niveau d'équilibre de la demande et de l'offre de travail. Les conclusions présentées dans le présent document montrent qu'il y a des écarts dans les salaires de travailleurs de compétences égales dans diverses industries au Canada et que ces écarts ne varient pas dans le temps et d'une région à l'autre.

Le défi consiste donc à expliquer pourquoi les industries à salaires élevés ne réussissent pas à abaisser les salaires lorsque l'offre de travail est excédentaire. Les économistes ont expliqué de diverses manières le fait que certaines entreprises ou industries versent des salaires plus élevés à des travailleurs dont les compétences sont semblables à celles de travailleurs d'autres entreprises ou industries. Une de ces explications est fondée sur la notion de salaires d'efficience, selon laquelle les salaires élevés favorisent l'accroissement de la productivité des travailleurs et leur stabilité au sein de l'entreprise et réduisent ainsi les coûts liés à la rotation, à l'embauche et à la formation des travailleurs.

Le présent document montre que certaines industries versent à leurs travailleurs des rentes économiques, c'est-à-dire des salaires plus élevés que ceux qu'ils pourraient obtenir ailleurs dans le meilleur des cas. Les auteurs constatent que les primes salariales varient d'un pourcentage supérieur de 33 % au salaire moyen dans l'ensemble de l'économie (industrie du tabac) à un pourcentage inférieur de 32 % à la moyenne (travailleurs des services médicaux et sociaux et des organisations cultuelles).

Les auteurs se demandent ensuite si l'existence de ces écarts de salaires entre les industries peut aider à expliquer la persistance du chômage dans les années 80. Ils concluent que, même si la croissance globale de l'emploi joue un rôle dans la réduction du taux de chômage, c'est la croissance des emplois à salaires élevés qui importe le plus. Selon les auteurs, l'une des raisons de la persistance du chômage au Canada dans les années 80 a été le fait que l'économie a mis du temps à créer des emplois dans les industries à salaires élevés et que les travailleurs qui ont été déplacés des secteurs à salaires élevés pendant la récession de 1981-1982 ont préféré attendre des emplois à salaires élevés plutôt que d'accepter des emplois à faibles salaires moins intéressants, ce qui a contribué à prolonger la durée du chômage.

Le présent document a été préparé sous les auspices de l'équipe de recherche sur les problèmes de chômage du Conseil économique dirigée par Surendra Gera, économiste principal au Conseil. Gilles Grenier est professeur agrégé d'économique à l'Université d'Ottawa. Au moment où la recherche a été effectuée, ce dernier était chercheur invité au Conseil.

Judith Maxwell
Présidente

I Introduction

La présence et la persistance d'écarts de salaires considérables entre les industries dans les économies modernes constituent un fait important démontré empiriquement. Bien entendu, ces écarts peuvent s'expliquer en partie par le fait que les industries diffèrent les unes des autres par la quantité de capital humain que doivent posséder les travailleurs et par les aspects non pécuniaires des emplois. Par exemple, certaines industries emploient des travailleurs plus instruits que d'autres, tandis que certaines présentent plus de risques pour les travailleurs. Mais de nombreuses études ont montré que, même après la prise en compte de ces différences, les écarts de salaires entre les industries restent sensibles. Ce résultat est d'autant plus digne de mention qu'il constitue un indice très révélateur de la présence d'importants éléments de non-concurrence sur le marché du travail. Sur un marché où la concurrence joue véritablement, les travailleurs dont la productivité et les caractéristiques de l'emploi sont semblables devraient recevoir la même rémunération, quelle que soit l'industrie où ils travaillent; il semble toutefois que ce ne soit pas le cas. La présence d'écarts de salaires entre les industries a amené certains économistes à remettre en question la validité des théories courantes au sujet des marchés du travail concurrentiels et à proposer certaines théories de rechange, comme les théories des salaires d'efficience, qui mettent l'accent sur les aspects non concurrentiels du marché du travail.

D'après les ouvrages parus jusqu'ici, les écarts de salaires entre les industries s'expliquent d'un certain nombre de manières. Ces explications peuvent être regroupées en trois grandes catégories : les explications reposant sur la concurrence, c'est-à-dire que les écarts entre les industries au plan des caractéristiques des emplois font que les salaires sont plus élevés dans une industrie (par exemple, une industrie qui emploie une forte proportion de travailleurs qualifiés) que dans une autre; les explications fondées sur les institutions, qui reposent sur la nature des arrangements contractuels entre les employeurs et les travailleurs, arrangements qui se traduisent souvent par la présence (ou l'absence) de syndicats; enfin, les explications fondées sur les salaires d'efficience, qui peuvent expliquer le fait que des travailleurs de certaines industries touchent une prime salariale (rente économique) contrairement aux travailleurs d'autres industries.

Les théories des salaires d'efficience ont principalement pour objet d'expliquer pourquoi certains employeurs semblent trouver rentable, dans certaines circonstances, de verser à leurs travailleurs un salaire plus élevé que celui que reçoivent des travailleurs équivalents sur un marché concurrentiel. Le principal argument est qu'il existe un rapport positif entre la productivité des travailleurs (après prise en compte des coûts liés à la formation et à la rotation de la main-d'oeuvre) et le taux de salaire. Par conséquent, les employeurs qui versent des salaires élevés peuvent hésiter à réduire les salaires, même en cas d'excédent de l'offre de travail, parce qu'ils considèrent que toute économie de coûts qu'ils peuvent réaliser par suite de telles réductions de salaires serait plus qu'annulée par une diminution correspondante de la productivité des travailleurs. La principale conséquence des théories des salaires d'efficience

est que l'existence d'écarts de salaires est attribuable au fait que les travailleurs touchent des primes salariales ou des rentes économiques dans le cadre de leur emploi.

Le présent document a pour objet de jeter plus de lumière sur la question des écarts de salaires entre les industries, grâce à des données canadiennes récentes. Notre objectif consiste plus précisément à essayer de répondre aux questions qui suivent. Premièrement, quelle est l'ampleur des écarts de salaires entre les industries pour des travailleurs de compétences égales au Canada ? Ces écarts varient-ils dans le temps ? Deuxièmement, pourquoi ces écarts existent-ils ? Représentent-ils des écarts compensateurs, ou constituent-ils plutôt des rentes économiques, selon les théories des salaires d'efficience ? Troisièmement, ces écarts peuvent-ils contribuer à expliquer la segmentation du marché du travail et les taux de chômage enregistrés récemment au Canada ?

Voici la structure du document de travail. À la section II, nous présentons des données sur les écarts de salaires entre les industries au Canada à deux niveaux d'agrégation des industries. À la section III, nous nous penchons sur diverses explications des écarts de salaires entre les industries. À partir de cette analyse, nous concluons que l'ampleur et la persistance des écarts observés ne peuvent s'expliquer facilement ni par des facteurs de concurrence (différences dans la composition des compétences, écarts compensateurs ou écarts temporaires), ni par des facteurs de nature institutionnelle. Nous trouvons toutefois certains éléments qui semblent indiquer que les modèles des salaires d'efficience expliquent la structure des écarts de salaires observée entre les industries. Dans la quatrième section, nous analysons les répercussions de la structure des salaires entre les industries sur la situation récente du Canada en matière de segmentation du marché du travail et de chômage, tandis que nous concluons notre étude en examinant dans la cinquième section nos principaux résultats et leurs répercussions en matière de politique.

II Les écarts de salaires entre les industries : données canadiennes

Les écarts de salaires entre les industries ont fait l'objet de nombreuses études. Les études antérieures comparaient généralement les salaires moyens par industrie et se limitaient aux industries manufacturières. Des études plus récentes ont porté sur des industries non manufacturières et ont pris en compte d'autres facteurs influant sur les salaires, qui peuvent différer d'une industrie à l'autre. Ostry et Zaidi [1979, chapitre XII] ont procédé à une revue exhaustive de l'évolution du classement par rang et de la dispersion des salaires dans le secteur manufacturier au Canada au cours du XX^{e} siècle. Les auteurs observent qu'il se produit souvent des changements dans le classement par rang des salaires moyens par industrie pendant les premières étapes de l'industrialisation; toutefois, le classement par rang a tendance à se stabiliser passablement dans les étapes ultérieures. La dispersion des écarts de salaires entre les industries a été remarquablement constante dans le temps, bien qu'il existe un rapport positif entre les taux de salaires horaires et les cycles

économiques. Kumar [1974] a effectué une autre étude canadienne importante, où il examine les taux de salaires de deux professions – l'une exigeant des compétences et l'autre pas – dans 26 industries manufacturières canadiennes. Kumar avait pour principal objectif d'expliquer les écarts de salaires d'une industrie à l'autre. À cet fin, il a lié les écarts de salaires à diverses caractéristiques de chaque industrie, dont certaines reflétaient le contexte concurrentiel et d'autres traduisaient des facteurs institutionnels[1].

De nombreuses études sur les écarts de salaires entre les industries ont été réalisées aux États-Unis et dans d'autres pays. Une analyse récente de certains résultats majeurs figure dans Krueger et Summers [1987]. Ils tirent la conclusion importante que la structure des écarts de salaires entre les industries est très semblable, si l'on considère leur évolution dans le temps ou leur répartition entre les pays industrialisés. La structure est également la même dans le cas de groupes de travailleurs particuliers (par exemple, les travailleurs qualifiés et les travailleurs non qualifiés).

L'ampleur des écarts de salaires entre les industries

Au moyen de données de l'Enquête sur l'activité (EA) de Statistique Canada pour 1986, nous estimons les écarts de salaires entre les industries à divers niveaux d'agrégation des industries, pour divers types de travailleurs et pour les diverses régions du Canada. Nous obtenons ces écarts après avoir tenu compte des différences individuelles sur le plan du capital humain et d'autres caractéristiques personnelles qui peuvent influer sur les salaires.

Les principaux avantages de l'EA sont les suivants : 1) elle permet un grand nombre de variables de contrôle qui influent sur les salaires; 2) les catégories d'industries sont relativement détaillées (52 industries); 3) les données sont disponibles pour plus d'un emploi pour chaque personne, ce qui rend possible l'analyse des travailleurs qui ont changé d'emploi. Nous avons stratifié l'échantillon afin qu'un nombre suffisant d'observations s'applique à chaque région du Canada. Les poids utilisés sont ceux fournis par l'enquête.

Notre échantillon exclut les travailleurs autonomes et les salariés des secteurs de l'agriculture, de l'administration publique et de la défense, car le mode de rémunération de ces travailleurs comporte certaines caractéristiques qui peuvent compliquer une étude des écarts de salaires entre les industries. Il nous reste donc 46 industries dans les secteurs privé et semi-privé. Notons que notre choix d'industrie est semblable à celui de Krueger et Summers [1988], ce qui facilite certaines comparaisons. La plus grande partie de notre analyse est fondée sur le premier emploi occupé par les personnes en 1986[2]. L'échantillon comporte au total 32 945 observations.

Nous présentons les résultats de notre analyse en fonction de coefficients des industries au moyen d'équations de régression où la variable dépendante est le logarithme naturel des salaires horaires et où des variables courantes qui tiennent compte des différences individuelles sur le plan du capital humain et

d'autres caractéristiques personnelles qui influent sur les salaires sont incluses à droite de l'équation en plus des variables dichotomiques. Nous n'indiquons pas dans nos tableaux les coefficients des variables de contrôle, mais nous incluons la liste de ces variables et nous les mentionnons dans l'explication des résultats lorsqu'ils sont pertinents. Afin de faciliter l'interprétation des résultats, nous restreignons les coefficients des industries de manière à ce que la somme des coefficients pondérés par la part de chacune des industries dans l'emploi total soit égale à zéro. Par conséquent, chaque coefficient représente approximativement l'écart en pourcentage des salaires entre un salarié d'une industrie donnée et le salarié moyen dans l'ensemble des industries, un coefficient positif indiquant qu'une industrie verse un salaire supérieur à la moyenne, tandis qu'un coefficient négatif indique le contraire. Notons qu'en vertu de cette restriction, nous n'avons pas besoin d'exclure une industrie comme catégorie de référence, comme on le fait normalement dans les régressions effectuées avec des variables dichotomiques.

Comme un objectif important de l'étude consiste à examiner le classement par rang et la dispersion des écarts de salaires entre les industries, nous faisons aussi état des coefficients de corrélation des rangs de Spearman entre diverses distributions de coefficients de régression d'industries et l'écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries. Cette dernière mesure, qu'ont aussi utilisée Krueger et Summers [1988], est calculée à partir de la formule suivante :

$$WASD(\beta) = [var\ (\hat{\beta}) - \sum_{i=1}^{K} (w_i\ \hat{\sigma}_i)^2 / K]^{1/2}$$

où $var\ (\hat{\beta})$ = variance pondérée des coefficients estimés des industries;

K = le nombre d'industries;

w_i = le poids de l'industrie i lorsque la somme des poids est égale au nombre d'industries;

$\hat{\sigma}_i$ = l'erreur-type estimée du coefficient de régression de l'industrie i.

Le deuxième terme figurant entre parenthèses est un facteur de correction qui tient compte du fait que les coefficients de régression sont estimés avec une erreur.

Nous commençons notre analyse au tableau 1, qui présente les coefficients de sept groupes d'industries à un chiffre. Nous pouvons constater que ces coefficients sont tous sensiblement différents de zéro. Par conséquent, il existe des écarts de salaires entre les industries, même après prise en compte du fait que les travailleurs des diverses industries n'ont pas les mêmes caractéristiques. Nous observons que les groupes du commerce et des autres services versent des salaires inférieurs à la moyenne, tandis que les cinq autres groupes

d'industries versent des salaires supérieurs à la moyenne, le groupe « autres industries primaires » étant celui qui paie les salaires les plus élevés. Les travailleurs des autres industries primaires (comme les mines) touchent les salaires les plus élevés; ils gagnent environ 18 % de plus que le salaire moyen et, par conséquent, environ 24 % de plus que les travailleurs équivalents du commerce de gros et de détail. L'écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires s'établit à environ 7 %. Les résultats qui précèdent sont semblables à ceux qu'ont obtenus Krueger et Summers [1988] au moyen de diverses séries de données pour les États-Unis.

Tableau 1

Estimations des écarts de salaires pour les industries à un chiffre[1], Canada, 1986

	Coefficient de l'industrie
Autres industries primaires	0,177 (0,013)
Industries manufacturières	0,024 (0,005)
Construction	0,134 (0,012)
Transports, communications et autres services publics	0,080 (0,008)
Commerce de gros et de détail	-0,063 (0,006)
Finance, assurances et affaires immobilières	0,061 (0,009)
Autres services	-0,053 (0,004)
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires[2]	*0,068*
Taille de l'échantillon	*32 945*

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type.

2 Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Au tableau 2, nous présentons des estimations semblables, mais cette fois pour les industries à deux chiffres. Cela permet de brosser un tableau plus détaillé des écarts de salaires entre les industries. La majorité des coefficients des variables dichotomiques sont sensiblement différents de zéro, ce qui indique encore une fois qu'il existe bel et bien des écarts de salaires entre les industries. Nous pouvons aussi constater qu'il importe de faire la distinction entre un plus grand nombre d'industries, parce que tous les groupes d'industries à un chiffre n'affichent pas le même écart de salaires. Dans le tableau, chaque industrie à deux chiffres est considérée comme versant des salaires élevés, faibles ou moyens, selon le signe de son coefficient et son niveau de signification. Si le niveau de signification du coefficient est supérieur à 90 %, nous classons l'industrie comme versant des salaires faibles ou élevés, selon le signe. Si le niveau de signification est inférieur à 90 %, l'industrie est classée comme versant des salaires moyens.

Tableau 2

Estimations des écarts de salaires pour les industries à deux chiffres[1], Canada, 1986

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie
Autres industries primaires		
Forêts	NÉ	0,189 (0,0284)
Pêche et piégeage	NF	-0,095 (0,048)
Mines de métaux	NÉ	0,189 (0,025)
Combustibles minéraux	NÉ	0,255 (0,025)
Mines non métallifères	NÉ	0,137 (0,071)
Carrières et sablières	NM	0,008 (0,075)
Services miniers	NÉ	0,227 (0,034)
Industries manufacturières		
Aliments et boissons	NF	-0,035 (0,013)
Tabac	NÉ	0,334 (0,072)

Tableau 2 (suite)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie
Produits en caoutchouc et en matière plastique	NÉ	0,071 (0,023)
Cuir	NF	-0,100 (0,038)
Textiles	NF	-0,190 (0,027)
Bonneterie	..	..
Habillement	NF	-0,081 (0,020)
Produits du bois	NÉ	0,087 (0,020)
Meuble et articles d'ameublement	NF	-0,144 (0,026)
Papier et produits connexes	NÉ	0,120 (0,019)
Imprimerie, édition et industries connexes	NÉ	0,064 (0,017)
Première transformation des métaux	NÉ	0,115 (0,019)
Fabrication des produits métalliques	NÉ	0,037 (0,018)
Machinerie	NM	0,008 (0,024)
Matériel de transport	NÉ	0,072 (0,014)
Appareils électriques	NÉ	0,026 (0,016)
Produits minéraux non métalliques	NÉ	0,048 (0,031)
Produits du pétrole et du charbon	NÉ	0,208 (0,042)
Produits chimiques	NÉ	0,144 (0,022)
Diverses industries manufacturières	NM	-0,034 (0,026)

Tableau 2 (suite)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie
Construction		
Entrepreneurs généraux	NÉ	0,114 (0,016)
Entrepreneurs spécialisés	NÉ	0,170 (0,015)
Services relatifs à la construction	NM	-0,024 (0,072)
Transports, communications et autres services publics		
Transports	NÉ	0,087 (0,010)
Entreposage	NM	0,063 (0,050)
Communications	NÉ	0,105 (0,013)
Énergie électrique, gaz et eau	NÉ	0,144 (0,020)
Commerce		
Commerce de gros	NÉ	0,038 (0,010)
Commerce de détail	NF	-0,111 (0,007)
Finance, assurances et affaires immobilières		
Institutions financières	NÉ	0,093 (0,012)
Assureurs	NÉ	0,137 (0,020)
Agences d'assurances et affaires immobilières	NF	-0,041 (0,017)
Autres services		
Éducation et services annexes	NM	-0,010 (0,011)
Services médicaux et sociaux	NF	-0,031 (0,008)
Organisations cultuelles	NF	-0,318 (0,026)

Tableau 2 (fin)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie
Divertissements et loisirs	NF	-0,114 (0,020)
Services fournis aux entreprises	NÉ	0,048 (0,010)
Services personnels	NF	-0,167 (0,018)
Hébergement et restauration	NF	-0,203 (0,010)
Services divers	NF	-0,028 (0,015)
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires		*0,151*
Taille de l'échantillon		*32 945*

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante.
La classification des industries en 52 groupes est fondée sur les codes à trois chiffres de la *Classification type des industries*. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type.

2 NÉ = niveau élevé; NM = niveau moyen; NF = niveau faible.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de Statistique Canada; pour la définition des codes de la CTI de 1980, voir la publication de Statistique Canada intitulée *Classification type des industries*, décembre 1980, n° 12-501 au catalogue.

Nous constatons que les primes salariales versées dans les industries varient d'un pourcentage supérieur de 33 % à la moyenne (pour l'industrie du tabac) à un pourcentage inférieur de 32 % à la moyenne (pour les travailleurs des services médicaux et sociaux et des organisations cultuelles). On peut formuler certaines observations générales au sujet de la structure des salaires de l'industrie canadienne. Au sein du groupe manufacturier, les travailleurs du tabac, des produits du pétrole et du charbon, des produits chimiques, du papier et de la première transformation des métaux reçoivent tous des salaires qui sont supérieurs de plus de 10 % à la moyenne; par ailleurs, les travailleurs des textiles, du meuble et du cuir touchent des salaires qui sont inférieurs de 10 % ou plus à la moyenne. Dans le secteur du commerce, nous constatons que les salaires du commerce de détail sont inférieurs d'environ 11 % à la moyenne,

tandis que ceux du commerce de gros affichent un écart de salaires légèrement positif. Le groupe des industries primaires constitue un secteur à salaires élevés, tandis que la pêche et le piégeage constituent une industrie à salaires faibles. Le groupe des « autres services » est un secteur à salaires faibles, alors que les services fournis aux entreprises représentent une industrie à salaires élevés.

Bien que notre classification des industries diffère de celle de Krueger et Summers [1988], nos résultats vont dans le même sens que les leurs. Notons que l'écart-type corrigé des écarts de salaires est d'environ 15 %. Il s'agit d'un écart-type plus grand que dans le cas des industries à un chiffre, ce qui témoigne d'une forte variation à l'intérieur des grands groupes d'industries.

Nous voulons maintenant savoir quelle proportion de la variation totale du logarithme des salaires peut être attribuée aux variables dichotomiques et quelle proportion peut être attribuée aux autres variables de contrôle incluses dans les régressions. À cette fin, nous indiquons au tableau 3 le R^2 pour les spécifications de l'équation des salaires avec et sans les variables dichotomiques. Si les variables dichotomiques et les autres covariables étaient orthogonales, il serait possible de mesurer exactement la variation des salaires expliquée par les variables dichotomiques. Mais comme tel n'est pas le cas, nous ne pouvons indiquer que des limites supérieure et inférieure pour l'influence de l'industrie. Dans la régression présentée au tableau 2, où nous avons inclus les variables dichotomiques et les covariables, le R^2 est égal à 0,462, ce qui signifie qu'environ 46 % de la variation totale du logarithme des salaires s'explique par des variables incluses dans la régression. Si la régression incluant les mêmes données est calculée avec les covariables seules, nous constatons que 43,5 % de la variation totale peut s'expliquer par les variables incluses dans la régression. L'écart de 2,7 points de pourcentage (46,2 contre 43,5) représente donc une estimation de l'effet des variables dichotomiques sur la variation des salaires. Toutefois, on peut effectuer cette opération dans le sens contraire en faisant d'abord la régression sur les variables dichotomiques seulement et en ajoutant ensuite les covariables. Si l'on suit cette méthode, la variation expliquée du log des salaires lorsque seules les variables des industries sont incluses s'établit à 20,5 %, ce qui nous donne une autre estimation de l'effet de l'industrie. L'écart important entre les deux estimations traduit le fait que l'industrie et les autres covariables sont fortement corrélées. Cette analyse est semblable à celle qu'ont réalisée Dickens et Katz [1987] à partir de données des États-Unis. Nos estimations des effets des industries sont inférieures aux leurs parce que ceux-ci ont inclus plus de 200 industries dans leurs régressions, tandis que nous n'en avons inclus que 46. Néanmoins, nos résultats indiquent que l'industrie joue un rôle important dans la détermination des salaires.

Tableau 3

Analyse des sources de variation des salaires, Canada, 1986

	Part de la somme totale des carrés
Sources de variation[1] :	
Covariables et industries (RCI)	0,462
Erreur (1 - RCI)	0,538
Covariables seules (RC)	0,435
Industries (RCI - RC)	0,027
Industries seules (RI)	0,205
Covariables (RCI - RI)	0,257
Variance du logarithme naturel des salaires	80,869
Écart-type du logarithme naturel des salaires	8,993
Moyenne du logarithme naturel des salaires	2,274
Nombre total d'observations	*32 945*
Nombre d'industries	*47*
Nombre de covariables	*44*

1 RCI = le R^2 d'une régression du logarithme (naturel) des salaires qui comprend à la fois les covariables et les variables dichotomiques.

RC = le R^2 d'une régression du logarithme (naturel) des salaires sur les covariables seules.

RI = le R^2 d'une régression du logarithme (naturel) des salaires sur les variables dichotomiques seules.

La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante.

La classification des industries est fondée sur les codes à deux chiffres de la *Classification type des industries*.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

III Diverses explications des écarts de salaires entre les industries

Il ressort clairement des pages qui précèdent qu'il existe d'importants écarts de salaires d'une industrie à l'autre. Dans les pages qui suivent, nous examinons trois grandes explications du fait que certaines industries versent à leurs travailleurs qui ont des compétences semblables à ceux d'autres industries des salaires plus élevés.

Les explications fondées sur la concurrence

On peut expliquer les écarts de salaires entre les industries d'un certain nombre de façons conformes aux modèles courants du marché du travail fondés sur la concurrence, même après avoir tenu compte des variables du capital humain mesurées. Ces explications supposent que les écarts de salaires d'une industrie à l'autre sont des « écarts compensateurs » liés aux différences dans les caractéristiques des emplois ou des besoins en capital humain (en compétences) d'une industrie à l'autre. Par exemple, les écarts de salaires entre les industries peuvent tenir à des différences dans les conditions de travail, les travailleurs de certaines industries touchant, notamment, des salaires plus élevés pour le travail de nuit [voir, par exemple, Kostiuk, 1990]. Des primes salariales compensatrices peuvent aussi être accordées pour les divers risques que présente le travail, comme les risques de blessure ou de mort[3]. Il se peut par ailleurs qu'il existe des écarts de salaires temporaires à cause de déplacements de la demande ou l'offre de travail entre les secteurs et de l'imperfection de la mobilité à court terme de la main-d'oeuvre. Selon cette catégorie d'explications, si l'on pouvait observer toutes les caractéristiques des travailleurs et des emplois, il ne resterait aucun écart de salaires inexpliqué.

La structure professionnelle et les écarts de salaires

Il est possible que les écarts de salaires importants tiennent à des différences dans les compétences exigées ou les caractéristiques des emplois d'une industrie à l'autre. Si c'était le cas, nous pourrions nous attendre à ce que les écarts soient plus faibles lorsqu'il s'agit d'un sous-groupe de travailleurs dont les tâches sont homogènes que lorsqu'il s'agit de tous les travailleurs. Afin d'évaluer cette hypothèse, nous présentons au tableau 4 des estimations distinctes des écarts de salaires entre les industries à deux chiffres pour les cols blancs et les cols bleus. Bien qu'il existe certaines différences dans les coefficients et quelques changements de signes, le classement des industries à salaires élevés et à salaires faibles reste le même dans la majorité des cas, tant pour les cols blancs que pour les cols bleus. En outre, l'écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires ne décroît pas lorsque les deux types de travailleurs font l'objet d'une analyse distincte. En fait, il est plus élevé que celui de l'ensemble des travailleurs dans le cas des cols blancs, tandis qu'il n'est que légèrement plus faible dans le cas des cols bleus. Au tableau 5, nous examinons les écarts de salaires pour trois groupes professionnels : la gestion, le travail de bureau et la fabrication. Ces groupes professionnels se caractérisent par le

fait qu'ils sont représentés dans presque toutes les industries que nous étudions. Nous pouvons constater que les écarts sont encore une fois très semblables pour les travailleurs de ces groupes professionnels. Par conséquent, les résultats précités vont à l'encontre de l'explication selon laquelle les écarts de salaires entre les industries sont en grande partie causés par des différences dans les caractéristiques des emplois. Dickens et Katz [1986] font état de conclusions semblables pour les États-Unis.

Tableau 4

Estimations des écarts de salaires pour les industries à deux chiffres[1], Canada, 1986

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie	
		Cols blancs	Cols bleus
Autres industries primaires			
Forêts	NÉ	0,114 (0,065)	0,138 (0,029)
Pêche et piégeage	NF	0,278 (0,138)	-0,194 (0,046)
Mines de métaux	NÉ	0,101 (0,047)	0,183 (0,027)
Combustibles minéraux	NÉ	0,302 (0,035)	0,160 (0,035)
Mines non métallifères	NÉ	0,176 (0,126)	0,065 (0,079)
Carrières et sablières	NM	-0,001 (0,221)	-0,025 (0,072)
Services miniers	NÉ	0,236 (0,064)	0,166 (0,037)
Industries manufacturières			
Aliments et boissons	NF	-0,081 (0,026)	-0,054 (0,014)
Tabac	NÉ	0,267 (0,094)	0,384 (0,106)
Produits en caoutchouc et en matière plastique	NÉ	0,109 (0,039)	0,020 (0,025)
Cuir	NF	-0,019 (0,081)	-0,139 (0,039)
Textiles	NF	-0,124 (0,058)	-0,231 (0,028)

Tableau 4 (suite)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie	
		Cols blancs	Cols bleus
Bonneterie	..	..	..
Habillement	NF	0,112 (0,038)	-0,159 (0,022)
Produits du bois	NÉ	0,067 (0,045)	0,032 (0,020)
Meuble et articles d'ameublement	NF	-0,160 (0,056)	-0,186 (0,026)
Papier et produits connexes	NÉ	0,191 (0,038)	0,049 (0,020)
Imprimerie, édition et industries connexes	NÉ	0,050 (0,024)	0,072 (0,023)
Première transformation des métaux	NÉ	0,221 (0,038)	0,036 (0,019)
Fabrication des produits métalliques	NÉ	0,033 (0,036)	0,013 (0,018)
Machinerie	NM	0,028 (0,038)	-0,029 (0,029)
Matériel de transport	NÉ	0,087 (0,027)	0,029 (0,014)
Appareils électriques	NÉ	0,059 (0,025)	-0,016 (0,020)
Produits minéraux non métalliques	NÉ	-0,059 (0,079)	0,020 (0,030)
Produits du pétrole et du charbon	NÉ	0,095 (0,058)	0,318 (0,058)
Produits chimiques	NÉ	0,148 (0,031)	0,119 (0,028)
Diverses industries manufacturières	NM	0,026 (0,041)	-0,084 (0,031)
Construction			
Entrepreneurs généraux	NÉ	0,084 (0,030)	0,087 (0,017)
Entrepreneurs spécialisés	NÉ	0,111 (0,033)	0,138 (0,015)

Tableau 4 (suite)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie	
		Cols blancs	Cols bleus
Services relatifs à la construction	NM	-0,033 (0,082)	0,055 (0,158)
Transports, communications et autres services publics			
Transports	NÉ	0,131 (0,018)	0,019 (0,011)
Entreposage	NM	0,071 (0,06)	0,034 (0,077)
Communications	NÉ	0,142 (0,015)	0,048 (0,025)
Énergie électrique, gaz et eau	NÉ	0,169 (0,030)	0,101 (0,026)
Commerce			
Commerce de gros	NÉ	0,046 (0,012)	-0,015 (0,017)
Commerce de détail	NF	-0,123 (0,008)	-0,089 (0,012)
Finance, assurances et affaires immobilières			
Institutions financières	NÉ	0,106 (0,013)	-0,114 (0,116)
Assureurs	NÉ	0,149 (0,021)	-0,319 (0,304)
Agences d'assurances et affaires immobilières	NF	-0,022 (0,017)	-0,123 (0,072)
Autres services			
Éducation et services annexes	NM	0,028 (0,011)	-0,065 (0,035)
Services médicaux et sociaux	NF	0,043 (0,008)	-0,827 (0,032)
Organisations cultuelles	NF	-0,310 (0,027)	0,105 (0,153)
Divertissements et loisirs	NF	-0,088 (0,022)	-0,138 (0,045)

Tableau 4 (fin)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie	
		Cols blancs	Cols bleus
Services fournis aux entreprises	NÉ	0,058 (0,011)	0,093 (0,037)
Services personnels	NF	-0,157 (0,019)	-0,122 (0,057)
Hébergement et restauration	NF	-0,181 (0,010)	-0,290 (0,044)
Services divers	NF	-0,014 (0,167)	-0,040 (0,030)
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires[3]		*0,189*	*0,136*
Taille de l'échantillon		*21 273*	*11 671*
R^2		*0,483*	*0,46*
Coefficient de corrélation de Spearman		*0,49*	

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type. Chaque colonne est estimée au moyen d'une régression transversale distincte.

2 NÉ = niveau élevé; NM = niveau moyen; NF = niveau faible.

3 Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Tableau 5

Estimations des écarts de salaires pour trois groupes professionnels[1], Canada, 1986

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie		
		Gestion	Fabrication	Bureau
Autres industries primaires				
Forêts	NÉ	0,071 (0,161)	0,203 (0,112)	0,059 (0,094)
Pêche et piégeage	NF	-0,301 (0,796)	0,033 (0,824)	0,477 (0,178)
Mines de métaux	NÉ	0,048 (0,121)	0,319 (0,070)	0,278 (0,107)
Combustibles minéraux	NÉ	0,242 (0,078)	0,172 (0,098)	0,244 (0,071)
Mines non métallifères	NÉ	0,224 (0,191)	0,114 (0,175)	-0,040 (0,246)
Carrières et sablières	NM	..	-0,052 (0,234)	-0,103 (0,510)
Services miniers	NÉ	0,254 (0,150)	0,177 (0,158)	0,112 (0,103)
Industries manufacturières				
Aliments et boissons	NF	-0,190 (0,059)	0,143 (0,054)	-0,102 (0,035)
Tabac	NÉ	0,436 (0,266)	0,389 (0,176)	0,095 (0,143)
Produits en caoutchouc et en matière plastique	NÉ	0,084 (0,089)	0,061 (0,036)	0,078 (0,048)
Cuir	NF	-0,051 (0,126)	-0,083 (0,047)	-0,164 (0,140)
Textiles	NF	-0,288 (0,126)	-0,285 (0,052)	-0,149 (0,074)
Bonneterie	..	..	..	..
Habillement	NF	0,275 (0,078)	-0,117 (0,028)	-0,034 (0,071)
Produits du bois	NÉ	0,063 (0,093)	0,135 (0,042)	-0,008 (0,072)
Meuble et articles d'ameublement	NF	-0,011 (0,132)	-0,165 (0,036)	-0,246 (0,088)
Papier et produits connexes	NÉ	0,215 (0,101)	0,077 (0,045)	0,140 (0,0153)

Tableau 5 (suite)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie		
		Gestion	Fabrication	Bureau
Imprimerie, édition et industries connexes	NÉ	-0,031 (0,068)	0,034 (0,098)	0,056 (0,042)
Première transformation des métaux	NÉ	0,209 (0,098)	0,171 (0,049)	0,179 (0,056)
Fabrication des produits métalliques	NÉ	-0,080 (0,069)	0,043 (0,041)	0,056 (0,047)
Machinerie	NM	-0,137 (0,072)	-0,057 (0,052)	-0,090 (0,062)
Matériel de transport	NÉ	-0,007 (0,061)	0,111 (0,020)	0,163 (0,040)
Appareils électriques	NÉ	0,003 (0,045)	0,060 (0,024)	0,082 (0,045)
Produits minéraux non métalliques	NÉ	-0,354 (0,158)	0,139 (0,083)	0,144 (0,132)
Produits du pétrole et du charbon	NÉ	0,195 (0,131)	0,380 (0,191)	0,130 (0,112)
Produits chimiques	NÉ	0,162 (0,068)	0,062 (0,086)	0,050 (0,048)
Diverses industries manufacturières	NM	0,121 (0,091)	0,010 (0,045)	-0,086 (0,066)
Construction				
Entrepreneurs généraux	NÉ	-0,068 (0,064)	0,152 (0,092)	0,149 (0,041)
Entrepreneurs spécialisés	NÉ	0,049 (0,080)	0,247 (0,053)	0,039 (0,040)
Services relatifs à la construction	NM	-0,132 (0,124)	..	0,014 (0,130)
Transports, communications et autres services publics				
Transports	NÉ	0,104 (0,046)	0,122 (0,032)	0,030 (0,023)
Entreposage	NM	0,239 (0,121)	0,091 (0,165)	-0,020 (0,075)
Communications	NÉ	0,080 (0,039)	0,052 (0,079)	0,127 (0,019)

Tableau 5 (suite)

	Niveau de salaires de l'industrie[2]	Coefficient de l'industrie		
		Gestion	Fabrication	Bureau
Énergie électrique, gaz et eau	NÉ	0,051 (0,078)	0,024 (0,078)	0,170 (0,039)
Commerce				
Commerce de gros	NÉ	0,026 (0,028)	0,024 (0,034)	-0,021 (0,018)
Commerce de détail	NF	-0,124 (0,019)	-0,067 (0,019)	-0,128 (0,012)
Finance, assurances et affaires immobilières				
Institutions financières	NÉ	0,090 (0,024)	..	0,039 (0,014)
Assureurs	NÉ	0,112 (0,049)	..	0,040 (0,028)
Agences d'assurances et affaires immobilières	NF	-0,142 (0,047)	-0,246 (0,209)	0,060 (0,035)
Autres services				
Éducation et services annexes	NM	-0,030 (0,035)	-0,032 (0,089)	-0,015 (0,019)
Services médicaux et sociaux	NF	0,160 (0,035)	-1,165 (0,058)	0,021 (0,016)
Organisations cultuelles	NF	-0,707 (0,106)	..	-0,150 (0,050)
Divertissements et loisirs	NF	-0,086 (0,070)	-0,246 (0,098)	-0,127 (0,038)
Services fournis aux entreprises	NÉ	0,087 (0,028)	0,088 (0,072)	-0,005 (0,016)
Services personnels	NF	-0,333 (0,118)	-0,293 (0,087)	-0,217 (0,060)
Hébergement et restauration	NF	-0,183 (0,033)	0,179 (0,301)	-0,229 (0,029)
Services divers	NF	0,023 (0,043)	0,108 (0,074)	0,088 (0,028)
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires[3]		*0,182*	*0,204*	*0,159*
Taille de l'échantillon		*3 345*	*2 815*	*5 463*
R^2		*0,376*	*0,514*	*0,346*

Tableau 5 (fin)

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type. Chaque colonne est estimée au moyen d'une régression transversale distincte.

2 NÉ = niveau élevé; NM = niveau moyen; NF = niveau faible.

3 Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Divers modes d'accumulation du capital humain

Une deuxième explication possible de l'existence des écarts de salaires entre les industries est qu'ils seraient attribuables à des différences dans les modes d'accumulation du capital humain d'une industrie à l'autre et que ces différences seraient liées à des caractéristiques individuelles comme l'âge, la durée de l'emploi, le sexe et le niveau d'instruction.

Le tableau 6 montre la corrélation et la dispersion des écarts de salaires entre les industries pour divers types de travailleurs. Dans les deux cas, nous constatons que la dispersion est plus grande chez les salariés qui ont censément acquis moins de capital humain (les jeunes travailleurs et les autres travailleurs dont la durée de l'emploi est courte). Par conséquent, les écarts de salaires entre les industries ne semblent pas résulter du fait que les travailleurs âgés ou ayant beaucoup d'ancienneté partagent une rente plus importante.

Les écarts de salaires entre les industries sont liés au sexe et à l'instruction des travailleurs, étant donné qu'il a été montré que les industries à salaires faibles ont tendance à compter une plus forte proportion de femmes et de travailleurs ayant peu d'instruction que les industries à salaires élevés. Toutefois, le tableau 6 révèle que la dispersion est à peu près la même lorsque les hommes et les femmes ainsi que les travailleurs dont le niveau d'instruction est faible ou élevé sont pris en compte séparément. Par conséquent, le sexe et l'instruction des travailleurs ne jouent pas un rôle important dans les écarts de salaires entre les industries.

Tableau 6

Divers échantillons et estimations des écarts de salaires entre les industries[1], Canada, 1986

	Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries[2]	Coefficient de corrélation de Spearman	Taille de l'échantillon
Âge			
20 à 24 ans	0,176	0,597	4 376
45 à 64 ans	0,143		8 134
Durée de l'emploi			
2 ans ou moins	0,178	0,754	12 068
Plus de 8 ans	0,129		10 080
Sexe			
Masculin	0,143	0,749	17 594
Féminin	0,162		15 350
Instruction			
Primaire et secondaire	0,169	0,524	21 476
Universitaire	0,179		3 864
Taille de l'entreprise			
De 1 à 99 salariés	0,175	0,687	14 395
500 salariés ou plus	0,165		9 539

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Chaque rangée est estimée au moyen d'une régression transversale distincte.

2 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres. Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

En outre, on a soutenu que la taille des entreprises explique dans une large mesure les écarts de salaires [voir Brown et Medoff, 1989]. Le tableau 6 montre la dispersion des écarts de salaires entre les petites et les grandes entreprises. Comme la dispersion est à peu près la même pour les deux tailles d'entreprises, ce facteur ne semble pas jouer un rôle important dans les écarts de salaires entre les industries.

Nous en concluons que les variations d'âge, de durée de l'emploi, de sexe, d'instruction et de taille de l'entreprise ne peuvent pas expliquer une grande partie des écarts de salaires observés d'une industrie à l'autre.

Tableau 7

Estimations des écarts de salaires pour les industries à un chiffre[1], Canada, 1970, 1980 et 1985

	1970	1980	1985
Autres industries primaires	0,234	0,270	0,313
	(0,032)	(0,030)	(0,033)
Industries manufacturières	0,062	0,043	0,068
	(0,010)	(0,010)	(0,011)
Construction	0,115	0,082	0,042
	(0,022)	(0,022)	(0,025)
Transports, communications et autres services publics	0,105	0,129	0,147
	(0,015)	(0,015)	(0,016)
Commerce	-0,104	-0,112	-0,108
	(0,012)	(0,011)	(0,012)
Finance, assurances et affaires immobilières	0,030	0,038	0,051
	(0,021)	(0,017)	(0,018)
Autres services	-0,092	-0,065	-0,070
	(0,011)	(0,010)	(0,009)
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires[2]	*0,105*	*0,090*	*0,102*
R^2	*0,666*	*0,573*	*0,539*
Taille de l'échantillon	*14 994*	*17 433*	*19 161*

1 Les autres variables explicatives comprennent l'instruction, l'expérience, l'expérience au carré, l'état matrimonial, quatre variables dichotomiques pour le nombre de semaines travaillées, six pour le nombre d'heures travaillées par semaine, une pour le sexe, des interactions sexe-instruction, sexe-expérience et sexe-état matrimonial, quinze variables dichotomiques pour la profession et quatre pour la région. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type.

2 Les poids sont les parts de l'emploi lors de chaque recensement.

Source Estimations des auteurs, d'après des données des recensements de 1971, 1981 et 1986.

La stabilité de la structure des salaires des industries

Une troisième explication est que les primes salariales résulteraient de l'immobilité à court terme de la main-d'oeuvre ou de chocs temporaires de la demande de travail. Le tableau 7 présente des estimations des écarts de salaires selon des données de recensement pour les années 1970, 1980 et 1985. Les résultats montrent que la structure des salaires des industries était semblable dans chacune de ces années : le groupe des autres industries primaires versait systématiquement les salaires les plus élevés et le groupe des industries du commerce versait systématiquement les salaires les plus faibles, tandis que le classement des autres industries ne variait que légèrement. La dispersion des écarts de salaires entre les industries, tel que l'indique l'écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires, est également assez constant[4].

Tableau 8

Estimations des écarts de salaires entre les industries[1], par région, Canada, 1986

	Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries[2]	Taille de l'échantillon	R^2
Canada	0,151	32 945	0,462
Régions			
Provinces de l'Atlantique	0,158	8 090	0,499
Ontario	0,136	6 917	0,476
Québec	0,168	5 180	0,499
Prairies	0,160	9 576	0,431
Colombie-Britannique	0,180	3 179	0,447

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Chaque rangée est estimée au moyen d'une régression transversale distincte.

2 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres. Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

De plus, les écarts de salaires entre les industries semblent assez constants d'une région à l'autre. Le tableau 8 montre la variation des écarts de salaires entre les industries pour les cinq régions canadiennes en 1986. Bien que l'écart-type pondéré corrigé varie quelque peu – de 13,6 % en Ontario à 18 % en Colombie-Britannique –, les résultats indiquent que la dispersion d'une région à l'autre est du même ordre de grandeur. Les résultats précités sont conformes à la conclusion générale des autres études, conclusion selon laquelle les écarts de salaires entre les industries sont relativement constants dans le temps et d'une région à l'autre [voir, par exemple, Krueger et Summers, 1988].

La qualité du travail

Selon l'argument de la qualité du travail non mesurée, les écarts de salaires pourraient s'expliquer par des différences dans les capacités productives des travailleurs, qui ne sont pas saisies par les mesures de la qualité du travail disponibles dans les ensembles de microdonnées individuelles. Il s'agit là d'un argument difficile à vérifier empiriquement. D'après Krueger et Summers [1988], il faudrait examiner comment les mesures observées de la qualité du travail (comme le niveau d'instruction) diffèrent d'une industrie à l'autre. Selon cette opinion, si les écarts de salaires entre les industries sont attribuables à des différences mesurées et non mesurées dans la qualité du travail d'une industrie à l'autre, on pourrait s'attendre à une diminution sensible de la dispersion des salaires des industries une fois le capital humain mesuré pris en compte.

Pour vérifier cet argument, nous examinons premièrement l'impact de l'ajout successif de différentes variables de contrôle liées au capital humain sur les écarts de salaires entre les industries (tableau 9). Les résultats montrent que l'inclusion de variables de contrôle relatives au capital humain entraîne une diminution d'environ 4 points de pourcentage de l'écart-type des écarts de salaires en 1986. Il importe de remarquer que, même après la prise en compte de l'âge, de l'instruction et de la durée de l'emploi, l'écart-type des salaires entre les industries reste supérieur à 15 %. Les résultats qu'ont obtenus Krueger et Summers pour les États-Unis donnent à penser que l'ajout de ces variables ne réduit l'écart-type des écarts de salaires que d'un point de pourcentage en 1979. Compte tenu de nos résultats et des résultats obtenus pour les États-Unis au sujet de l'importance des variables représentatives observées pour la qualité du travail, il est difficile d'accepter l'opinion selon laquelle les caractéristiques non observées jouent un rôle important dans les écarts de salaires entre les industries[5].

Deuxièmement, on peut recourir à des données longitudinales pour étudier le problème de la qualité du travail non mesurée. Les données longitudinales qui suivent les individus lorsqu'ils changent d'industrie permettent de tenir compte de la qualité du travail non mesurée qui ne varie pas dans le temps. Les données que nous présentons ici concernent les personnes qui ont quitté le premier emploi qu'elles ont occupé en 1986 et qui ont trouvé un deuxième emploi pendant l'année. L'ensemble de données porte sur 32 945 titulaires

d'un premier emploi; 1 996 de ceux-ci ont quitté leur emploi en 1986 et en ont trouvé un autre dans une industrie à deux chiffres différente pendant l'année.

Tableau 9

Impact de l'ajout successif de différentes variables de contrôle liées au capital humain sur les écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986

		Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries[1]
Variables de contrôle :		
1	Variables dichotomiques pour le chef de ménage, pour l'état matrimonial et pour le sexe, interactions état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour les régions, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la taille de l'entreprise et une pour le travail à temps plein	0,188
2	Variables de la rangée 1 plus six variables dichotomiques pour l'âge et une interaction âge-sexe	0,170
3	Variables de la rangée 2 plus cinq variables	0,154
4	Variables de la rangée 3 plus une variable pour la durée de l'emploi	0,151

1 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Nous nous demandons si les écarts de salaires entre les industries estimés pour un échantillon de travailleurs qui ont changé d'industrie sont les mêmes que pour un échantillon général de travailleurs. Les résultats, qui figurent au tableau 10, montrent que l'écart-type pondéré corrigé de l'écart de salaires pour les travailleurs qui ont changé d'industrie à deux chiffres s'établit à 0,155. Ce résultat est semblable à celui dont nous avons fait état au tableau 2 pour l'ensemble des travailleurs. Il donne à penser que les travailleurs qui changent d'emploi touchent la prime salariale qui se rattache à leur nouvel emploi. Krueger et Summers [1988] font état de résultats semblables, fondés sur des ensembles de données longitudinales, pour les États-Unis. Ces résultats n'accréditent pas l'hypothèse selon laquelle les écarts de salaires estimés entre les industries sont en grande partie attribuables à la capacité productive non observée du travailleur.

Tableau 10

Travailleurs qui ont changé d'industrie et estimations des écarts de salaires entre les industries[1], Canada, 1986

	Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries[2]	Taille de l'échantillon	R^2
Tous les travailleurs qui ont changé d'industrie	0,155	1 996	0,490
Travailleurs qui ont changé d'industrie après avoir quitté leur emploi[3]	0,175	1 043	0,528
Travailleurs qui ont changé d'industrie après avoir perdu leur emploi[4]	0,155	853	0,496

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Chaque rangée est estimée au moyen d'une régression transversale distincte.

2 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres. Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

3 Les travailleurs qui ont quitté leur emploi comprennent ceux qui l'ont fait pour des raisons personnelles et non personnelles :

les raisons personnelles comprennent : les obligations personnelles ou familiales (dont les changements dans la situation de la famille, les maladies graves dans la famille, etc.), le changement de domicile et la retraite;

les raisons autres que personnelles comprennent : l'insatisfaction à l'égard de l'emploi à cause de la faible rémunération, de l'absence de possibilités d'avancement, de l'impossibilité de mettre en valeur sa formation ou ses qualifications, des conditions de travail, notamment matérielles, de problèmes de transport, des heures de travail et d'autres motifs; l'inquiétude à l'égard d'une éventuelle mise à pied, de la sécurité d'emploi ou de la réduction des heures de travail; le fait de trouver un nouvel emploi; le retour aux études.

4 Les travailleurs qui ont perdu leur emploi comprennent ceux qui l'ont perdu pour les raisons suivantes :

pertes d'emploi – cessations d'emploi à l'initiative de l'employeur, nature saisonnière de l'emploi, situation économique non saisonnière, déménagement ou fermeture de l'entreprise, installation de nouveau matériel ou conversion à celui-ci, régime de disponibilité, fin d'un emploi temporaire non saisonnier, renvoi par l'employeur, vente de l'entreprise;

interruptions d'emploi – cessations d'emploi temporaires, mauvais temps, conflit de travail (grève ou lock-out), vacances non payées.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Tableau 11

Estimations des écarts de salaires pour les industries à un chiffre[1], niveaux et différences premières, Canada, 1986

		Différences premières	
	Niveaux[2]	Ensemble des changements d'emploi	Changements d'emploi involontaires
Autres industries primaires	0,177 (0,013)	0,083 (0,037)	0,041 (0,049)
Industries manufacturières	0,024 (0,005)	0,044 (0,016)	0,021 (0,026)
Construction	0,134 (0,012)	0,105 (0,023)	0,055 (0,029)
Transports, communications et autres services publics	0,080 (0,008)	0,038 (0,025)	-0,015 (0,041)
Commerce de gros et de détail	-0,063 (0,006)	-0,016 (0,013)	-0,0001 (0,024)
Finance, assurances et affaires immobilières	0,061 (0,009)	0,083 (0,026)	0,020 (0,054)
Autres services	-0,053 (0,004)	-0,057 (0,010)	-0,055 (0,020)
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires[3]	*0,068*	*0,068*	*0,042*
Taille de l'échantillon	*32 945*	*4 601*	*1 503*

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type.

2 Les résultats proviennent du tableau 1.

3 Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Les données de l'EA révèlent qu'environ 39 % des travailleurs qui ont quitté leur premier emploi en 1986 ont été licenciés – c'est-à-dire qu'ils ont connu une cessation d'emploi pour des motifs indépendants de leur volonté – tandis qu'environ 54 % de ceux-ci ont quitté leur emploi volontairement. Afin de déterminer dans quelle mesure les travailleurs qui quittent volontairement leur

emploi et ceux qui le perdent conservent la prime salariale de l'industrie, nous avons examiné l'impact du changement d'industrie sur les salaires des deux groupes. Les résultats figurant au tableau 10 montrent que les travailleurs qui changent d'industrie, tant ceux qui ont quitté volontairement leur emploi que ceux qui l'ont perdu, reçoivent la prime salariale de leur nouvelle industrie, mais que la dispersion de la prime salariale est plus forte d'environ 2 points de pourcentage dans le cas de ceux qui ont choisi de changer d'emploi.

Nous faisons état au tableau 11 des résultats des niveaux pour les industries à un chiffre (celles qui figurent au tableau 1) et des résultats de la régression sur les différences premières des variables pour l'ensemble des changements d'emploi et sur les changements d'emploi involontaires. Nous pouvons constater que les résultats des différences premières pour l'ensemble des changements d'emploi sont semblables aux résultats des niveaux. Dans les deux cas, les industries à salaires élevés et à salaires faibles sont les mêmes. L'écart-type corrigé est aussi semblable dans les deux cas. En ce qui concerne les résultats des différences premières pour les changements d'emploi involontaires, les résultats sont presque semblables, mais beaucoup moins significatifs. Dans ce cas, la taille de l'échantillon est beaucoup plus faible (environ 1 500). D'après les résultats longitudinaux, il ne semble pas que la qualité du travail non mesurée joue un rôle important dans les écarts de salaires entre les industries[6].

Les écarts compensateurs

Une cinquième explication possible est que les écarts de salaires entre les industries traduisent des écarts « compensateurs », c'est-à-dire que les travailleurs reçoivent une compensation en raison de caractéristiques non salariales de l'industrie, comme des conditions de travail peu souhaitables. Il peut s'agir, par exemple, d'horaires hebdomadaires non standard, du travail par roulement, de la présence de risques de blessures ou de risques pour la santé.

Il est difficile de fournir des données empiriques sur les écarts compensateurs. Les données disponibles ne nous permettent pas d'examiner directement l'impact des conditions de travail sur les écarts de salaires entre les industries. Diverses considérations donnent toutefois à penser que ces écarts ne traduisent pas le genre d'écarts compensateurs examinés ici. Premièrement, Krueger et Summers [1988] constatent que l'inclusion de variables relatives aux conditions de travail influe à peine sur les primes salariales estimées aux États-Unis. En fait, ils observent que la dispersion a tendance à augmenter plutôt qu'à diminuer lorsque ces variables sont prises en considération. En outre, la prise en compte des avantages sociaux a tendance également à accroître les écarts de salaires. Compte tenu de ces résultats, les auteurs concluent que les facteurs compensateurs n'expliquent pas les écarts de salaires[7].

Un deuxième aspect possible des écarts compensateurs est la distinction entre le travail à temps plein et le travail à temps partiel. L'ensemble de données de l'EA nous permet d'examiner de façon distincte les écarts de salaires entre

les industries pour ces deux catégories (tableau 12). Les primes salariales versées aux travailleurs à temps plein ne diffèrent pas sensiblement de celles de l'ensemble de l'échantillon. Il est intéressant de constater que les travailleurs à temps partiel touchent aussi les primes salariales – davantage encore que les travailleurs à plein temps. Les industries qui versent aux travailleurs à plein temps un salaire supérieur à leurs salaires moyens ont également tendance à verser aux travailleurs à temps partiel un salaire supérieur à leurs salaires moyens. Cela nous porte à douter de la théorie des écarts de salaires compensateurs.

Tableau 12

Analyse des estimations des écarts de salaires entre les industries pour les travailleurs à temps plein et à temps partiel[1], Canada, 1986

	Tous les travailleurs	Travailleurs à temps plein	Travailleurs à temps partiel	Coefficient de corrélation de Spearman
Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries[2]	0,151	0,141	0,196	0,546
Taille de l'échantillon	*32 945*	*27 834*	*5 110*	
R^2	*0,462*	*0,469*	*0,393*	

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Les écarts de salaires entre les industries pour les travailleurs à temps plein et à temps partiel ont été estimés au moyen d'une régression transversale distincte.

2 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres. Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Troisièmement, il est difficile de concilier notre conclusion sur l'étroite similarité entre les professions des écarts de salaires entre les industries avec l'argument des écarts compensateurs, étant donné qu'il est peu probable que lorsque les conditions de travail sont mauvaises pour les ouvriers, elles le soient aussi pour les gestionnaires et les employés de bureau.

Quatrièmement, si les primes salariales traduisent des écarts compensateurs et non des rentes économiques, les travailleurs n'ont aucune incitation supplémentaire à considérer les emplois comme particulièrement précieux. Il en découle qu'il ne devrait pas y avoir de rapport entre les primes salariales et les taux de départ. Les résultats que nous présentons dans les sections ultérieures montrent que les primes salariales sont étroitement associées à de faibles taux de départ. Ces données laissent supposer fortement que les travailleurs des industries à salaires élevés reçoivent des rentes parce qu'ils occupent de bons emplois ou qu'il existe une bonne correspondance emploi-travailleur; il ne s'agit pas simplement d'écarts compensateurs.

Tableau 13

Estimations des écarts de salaires entre les industries pour les travailleurs syndiqués et non syndiqués[1], Canada, 1986

	Écart-type pondéré corrigé des écarts de salaires entre les industries[2]	Taille de l'échantillon	R^2	Coefficient de corrélation de Spearman
Travailleurs syndiqués et non syndiqués				0,753
Travailleurs syndiqués	0,119	12 533	0,370	
Travailleurs non syndiqués	0,177	20 411	0,435	

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. Les autres variables explicatives comprennent cinq variables dichotomiques pour l'instruction, une pour le chef de ménage, six pour l'âge, trois pour l'état matrimonial et une pour le sexe, une interaction instruction-sexe, six interactions âge-sexe, une interaction état matrimonial-sexe, treize variables dichotomiques pour la profession, cinq pour la région, une pour l'appartenance à un syndicat, une pour la durée de l'emploi, quatre pour la taille de l'entreprise, une pour l'emploi à temps plein ou à temps partiel et une constante. Chaque rangée est estimée au moyen d'une régression transversale distincte.

2 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres. Les poids utilisés sont les parts de l'emploi en 1986.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Les explications fondées sur les institutions

On cite souvent le taux de syndicalisation dans les diverses industries comme une cause importante des écarts de salaires entre elles. Par exemple, Krueger et Summers [1988] ont soutenu que les écarts de salaires entre les industries pourraient être attribuables au fait que les syndicats peuvent faire monter les salaires dans certaines industries sans subir de pertes d'emplois graves (à

condition que la demande de travail soit inélastique). Il en résulterait une plus forte dispersion des écarts chez les travailleurs syndiqués que chez les travailleurs non syndiqués. En fait, les résultats figurant au tableau 13, ainsi que ceux de Krueger et Summers, montrent que ce n'est pas le cas, car la dispersion des salaires des travailleurs non syndiqués entre les industries est plus grande que celle des travailleurs syndiqués. Cette situation s'explique peut-être par le fait que les syndicats ont réussi dans une certaine mesure à obtenir un certain degré de parité salariale chez les travailleurs affichant des caractéristiques semblables, tandis qu'il y a plus d'arbitraire dans la détermination des salaires des travailleurs non syndiqués. De façon plus générale, le fait que la corrélation soit importante et que la dispersion des salaires soit forte tant pour les travailleurs syndiqués que non syndiqués indique que le taux de syndicalisation ne joue pas un rôle important dans les écarts de salaires entre les industries[8].

Les salaires d'efficience

D'après l'analyse effectuée jusqu'ici, il semble que les écarts de salaires observés entre les industries soient des primes salariales ou des rentes qui ne devraient pas exister si le marché du travail fonctionnait de façon véritablement concurrentielle, c'est-à-dire si un grand nombre d'agents économiques adaptaient rapidement et indépendamment les uns des autres leur comportement à l'évolution de leur environnement. Les écarts de salaires sensibles et persistants donnent au contraire à penser qu'au moins certains agents économiques ne réagissent pas, ou réagissent très lentement, aux conditions du marché. Il est généralement reconnu que la main-d'oeuvre, à titre de facteur de production humain, n'est pas échangée de la même façon que les autres produits de base. Bien qu'il y ait un certain désaccord sur la mesure dans laquelle cette particularité du marché du travail constitue un obstacle de taille à son fonctionnement concurrentiel, de nombreux économistes reconnaissent que les éléments de non-concurrence sur le marché du travail revêtent une grande importance. Le chômage involontaire et les rigidités salariales sont souvent perçus comme des preuves de cet état de fait.

Les études récentes sur les salaires d'efficience aident à expliquer les écarts de salaires entre les industries[9]. Plusieurs explications conceptuellement différentes mais complémentaires ont été données au sujet de l'hypothèse des salaires d'efficience. Pour plus de commodité, on peut les classer en quatre groupes [voir, par exemple, Akerlof et Yellen, 1986]. En premier lieu, certaines entreprises versent un salaire supérieur au salaire de leurs concurrents afin de réduire au minimum les coûts liés au roulement de la main-d'oeuvre; elles supposent que les travailleurs qui touchent un salaire élevé risquent moins de quitter leur emploi que ceux qui reçoivent un salaire faible. Si les entreprises supportent les coûts liés au roulement de la main-d'oeuvre et si les taux de départ sont inversement proportionnels aux salaires payés, les primes salariales peuvent réduire le coût d'embauche, de recrutement et de formation des nouveaux travailleurs.

Selon un deuxième modèle de salaires d'efficience (le modèle du « tire-au-flanc »), il existe un rapport positif entre la quantité d'efforts que les travailleurs consacrent à leur travail et leur salaire. S'il est difficile de surveiller directement le rendement des travailleurs, les entreprises peuvent choisir de recourir aux salaires pour les encourager à accroître leur rendement plutôt que d'accroître leur surveillance. L'argument de base est le suivant : si une entreprise verse des salaires supérieurs à ceux de ses concurrents, les travailleurs sont encouragés à ne pas tirer au flanc, car s'ils perdent leur emploi pour cette raison, ils tombent en chômage ou doivent travailler au salaire inférieur versé par les concurrents. Dans ce modèle, le chômage peut être considéré comme un moyen de discipliner les travailleurs.

Un troisième modèle de salaires d'efficience porte sur les effets de sélection. Selon ce modèle, les entreprises versent des salaires plus élevés pour attirer un bassin de candidats de plus grande qualité, étant donné que les travailleurs les plus productifs ont de meilleures possibilités d'emploi. S'il est coûteux et difficile d'évaluer la qualité des travailleurs, il devient souhaitable d'offrir des salaires élevés.

Un quatrième modèle de salaires d'efficience, appelé modèle de salaires équitables, porte sur des facteurs comme l'équité interne, les conventions sociales et la loyauté des travailleurs. Ces facteurs amènent les entreprises à partager leurs revenus avec tous leurs travailleurs, quelles que soient les conditions du marché externe auxquelles peuvent faire face divers travailleurs. Akerlof et Yellen [1987] présentent un modèle où le moral des travailleurs, la loyauté des travailleurs envers l'entreprise et les normes de travail dépendent de la perception d'équité du salaire. La notion fondamentale de ce modèle est que les travailleurs essaient d'obtenir justice lorsqu'ils ne reçoivent pas ce qu'ils pensent mériter.

Considérons maintenant certaines données empiriques sur les théories des salaires d'efficience. Nous cherchons à démontrer ici l'importance potentielle des arguments relatifs aux salaires d'efficience, et non à faire la distinction entre diverses explications de leur existence.

Une conséquence des modèles de salaires d'efficience est que les entreprises peuvent tirer avantage du partage des rentes. Des salaires élevés peuvent aider les entreprises à réaliser des économies, par exemple, au titre des coûts liés à la rotation de la main-d'oeuvre et aux travailleurs qui tirent au flanc. La rotation de la main-d'oeuvre est coûteuse pour les entreprises, car elle entraîne des coûts sur le plan du recrutement, de la perte de production pendant les périodes de vacance des postes et de la perte de formation particulière [voir Salop, 1979]. Selon Freeman et Medoff [1984], les économies résultant de taux de départ plus faibles lorsqu'il y a un syndicat équivalent à un pourcentage variant de 1 à 2 % des coûts de main-d'oeuvre. Une faible rotation peut aussi apporter aux entreprises des gains indirects grâce au meilleur travail d'équipe qui découle de la continuité dans les rapports de travail. Raff et Summers [1987], par exemple, traitent de l'adoption d'un régime de rémunération prévoyant le versement de cinq dollars par jour à la Ford Motor Company en

1914. Ils font remarquer que le taux de rotation élevé témoignait visiblement des problèmes de la société, qui se répercutaient dans une large mesure sur la production, et que l'augmentation des salaires a entraîné une hausse de la productivité, des gains de production considérables et la réduction de l'absentéisme et de la rotation de la main-d'oeuvre.

Une étude du rapport entre la rotation de la main-d'oeuvre et les primes salariales aidera à déterminer si les écarts de salaires représentent des écarts compensateurs ou des salaires d'efficience. Si les primes salariales représentent des écarts compensateurs, nous pourrions nous attendre à ne trouver aucun rapport entre la rotation de la main-d'oeuvre et les primes salariales. Par ailleurs, si les écarts de salaires observés représentent des rentes, il devrait exister un rapport négatif entre la rotation de la main-d'oeuvre et les écarts de salaires entre les industries.

Pour examiner ce rapport, nous estimons un modèle probit où la variable dépendante est égale à 1 si le travailleur a quitté son emploi pour des raisons autres que personnelles en 1986, et à 0 s'il a gardé le même emploi (voir la note 1 du tableau 14 pour la définition de « raisons autres que personnelles »). La principale variable indépendante incluse dans l'analyse est la prime salariale (qui est égale au coefficient indiqué au tableau 2) associée à l'industrie du travailleur en 1986. Les variables de contrôle additionnelles comprennent une variable dichotomique pour l'appartenance à un syndicat, une variable dichotomique pour l'emploi à plein temps, des variables dichotomiques pour la durée de l'emploi (en mois), l'âge, la taille de l'entreprise et la profession, ainsi que des variables dichotomiques pour la région. Une liste complète de ces variables de contrôle figure au tableau 14. Les résultats indiquent que les primes salariales sont fortement associées à des taux de départ faibles. Ce résultat est conforme à l'opinion selon laquelle les primes traduisent les rentes économiques que procurent de bons emplois ou de bonnes correspondances emploi-travailleur et ne sont pas de simples écarts compensateurs. Il est aussi conforme aux résultats d'autres chercheurs [voir, par exemple, Pencavel, 1970, Freeman, 1980, et Krueger et Summers, 1988].

En outre, si les travailleurs des industries à salaires élevés reçoivent des rentes économiques, il devrait exister un rapport positif entre la durée de l'emploi et les écarts de salaires entre les industries, étant donné qu'en fait, une longue durée de l'emploi traduit un faible taux de rotation de la main-d'oeuvre.

Le tableau 15 porte sur l'impact des primes salariales sur la durée de l'emploi. Le coefficient est positif et fortement significatif. Encore une fois, ce résultat semble conforme à la notion selon laquelle les travailleurs des industries à salaires élevés semblent toucher des rentes[10].

Tableau 14

Estimations du maximum de vraisemblance des départs[1] et écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986

	Estimations probit[2]
Variables indépendantes :	
Prime salariale[3]	-0,80 (0,12)
Appartenance à un syndicat (1 = oui)	-0,36 (0,03)
Emploi à temps plein (1 = oui)	-0,09 (0,03)
Durée de l'emploi	-0,002 (0,0002)
Âge (catégorie de référence : 25 à 34 ans)	
16 à 19 ans	0,38 (0,11)
20 à 24 ans	0,22 (0,05)
35 à 44 ans	-0,27 (0,04)
45 à 54 ans	-0,40 (0,06)
55 à 64 ans	0,19 (0,06)
Taille de l'entreprise	
20 à 99 salariés	0,02 (0,03)
100 à 499 salariés	-0,11 (0,04)
500 salariés ou plus	-0,11 (0,03)
Autres variables	instruction, instruction-sexe, âge-sexe, chef de ménage, sexe, état matrimonial, treize variables dichotomiques pour la profession, variables dichotomiques pour la région
Taille de l'échantillon	*2 681 (pour les départs)*
Probabilité	-7 686,3

1 Les raisons autres que personnelles de quitter son emploi comprennent : l'insatisfaction à l'égard de l'emploi à cause de la faible rémunération, des faibles possibilités d'avancement, de l'impossibilité de mettre en valeur sa formation ou ses qualifications, des conditions de travail insatisfaisantes (y compris les conditions matérielles, les problèmes de transport et les heures de travail); l'inquiétude à l'égard d'une éventuelle mise à pied, de la sécurité d'emploi ou de la réduction des heures de travail; le fait d'occuper un nouvel emploi; le retour aux études.

2 Variable dépendante : si une personne quitte son emploi = 1, sinon = 0. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type.

3 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Tableau 15

Durée de l'emploi et estimations des écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986

	Coefficients estimés[1]
Variables indépendantes :	
Prime salariale[2]	26,00
	(4,79)
Appartenance à un syndicat (1 = oui)	27,13
	(1,02)
Emploi à temps plein (1 = oui)	19,22
	(1,32)
Âge (catégorie de référence : 25 à 34 ans)	
16 à 19 ans	-22,94
	(4,50)
20 à 24 ans	-20,15
	(2,10)
35 à 44 ans	36,63
	(1,56)
45 à 54 ans	81,37
	(1,82)
55 à 64 ans	124,85
	(2,13)
Taille de l'entreprise	
20 à 99 salariés	2,00
	(1,26)
100 à 499 salariés	14,14
	(1,39)
500 salariés ou plus	32,91
	(1,32)
Autres variables	instruction, instruction-sexe, âge-sexe, chef de ménage, état matrimonial, treize variables dichotomiques pour la profession, variables dichotomiques pour la région
Taille de l'échantillon	*32 887*
R^2	*0,33*

1 La méthode classique des moindres carrés est utilisée. La variable dépendante est la durée de l'emploi (en mois). La durée moyenne est de 86,25 mois. Les chiffres entre parenthèses représentent l'erreur-type.

2 D'après les estimations des écarts de salaires entre les industries pour les industries à deux chiffres.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

IV Les répercussions de nos résultats

Notre analyse a des répercussions importantes sur le plan de la politique dans le contexte du marché du travail actuel du Canada.

Les écarts de salaires entre les industries et la segmentation du marché du travail

Il peut être particulièrement pertinent à l'heure actuelle de mettre l'accent sur les aspects non concurrentiels du marché du travail, vu la polarisation des salaires et la segmentation du marché du travail observées dans les années 80. Une proportion démesurée des nouveaux emplois créés sont des emplois non standard, c'est-à-dire qu'il s'agit d'emplois à temps partiel, à court terme ou de formes d'emplois autonomes; ces emplois se trouvent dans les industries du secteur tertiaire; enfin, leurs titulaires touchent des salaires inférieurs à ceux des emplois traditionnels dans les industries productrices de biens [voir Conseil économique du Canada, 1990]. Par conséquent, le marché du travail se divise de plus en plus en deux segments distincts – les « bons » emplois et les « mauvais » emplois –, situation qui ne peut pas s'expliquer facilement par les facteurs de concurrence. Cette segmentation pourrait résulter, du moins en partie, de la variation de la répartition de la population active par industrie, les industries à salaires faibles ayant connu une plus forte croissance que les industries à salaires élevés. Notre analyse des écarts de salaires entre les industries améliore notre compréhension de cette tendance très importante sur les marchés du travail d'aujourd'hui.

Tableau 16

Part de l'emploi des industries à salaires élevés, faibles et moyens, Canada, 1975-1989

En pourcentage

	Part de l'emploi		
	Salaires élevés[1]	Salaires faibles[1]	Salaires moyens
	En pourcentage		
1975-1980	47,0	43,0	10,0
1981-1982	45,5	44,5	10,0
1983-1985	44,0	46,0	9,3
1986-1989	45,0	46,0	9,0

1 D'après des estimations des écarts de salaires pour les industries à deux chiffres.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Le tableau 16 présente certaines données sur cette question pour la période 1975-1989. Le tableau montre les parts de l'emploi des industries à salaires élevés, à salaires faibles et à salaires moyens au Canada. Dans la section I du

présent document, nous avons identifié les industries en fonction des écarts de salaires estimés entre les industries à deux chiffres. Le lecteur ne doit pas oublier que, même si notre classement des industries en catégories à salaires élevés et à salaires faibles est fondé sur les données dont nous disposons pour 1986, nous avons montré au moyen de données de recensement que la structure des écarts de salaires entre les industries n'a pas varié dans le temps.

Trois messages ressortent des données descriptives présentées ici. Premièrement, la part de l'emploi des industries à salaires élevés s'établissait à 47 % de 1975 à 1980; elle a diminué d'environ 3 points de pourcentage pendant la récession et la période de reprise de 1982 à 1985; enfin, elle n'est pas revenue à ses niveaux d'avant la récession, malgré une forte croissance de l'emploi pendant la période d'expansion. Deuxièmement, la part de l'emploi des industries à salaires moyens était constante (10 %) entre 1975 et 1983, mais elle a diminué de 1984 à 1989. Enfin, la part de l'emploi des industries à salaires faibles a augmenté d'un peu plus de trois points de pourcentage dans les années 80 par rapport à la période 1975-1980.

Notre analyse des écarts de salaires entre les industries peut aussi avoir des conséquences pour la théorie de la dualité du marché du travail. Selon cette théorie [voir Doeringer et Piore, 1971], le marché du travail peut se diviser en deux segments : le secteur primaire, caractérisé par des salaires élevés, d'importants avantages sociaux, de bonnes conditions de travail, une grande stabilité de l'emploi, une équité de l'emploi interne, un rendement élevé du capital humain et ainsi de suite; le secteur secondaire, qui revêt les caractéristiques opposées. Les théories des salaires d'efficience ont des liens importants avec la théorie de la dualité du marché du travail, car on peut soutenir que le secteur primaire verse des salaires d'efficience, contrairement au secteur secondaire. Par conséquent, l'analyse correspond à la définition de la dualité du marché du travail. Une conclusion très importante de notre analyse est que les écarts de salaires entre les industries sont très semblables pour divers groupes de travailleurs, comme les cols blancs et les cols bleus, les travailleurs syndiqués et non syndiqués, les travailleurs jeunes et âgés, etc. Cette observation peut constituer un argument en faveur de la définition des marchés primaire et secondaire en fonction de l'industrie. Il en va ainsi parce que, dans les industries à salaires élevés, tous les types d'employés touchent des salaires supérieurs à la moyenne, compte tenu de leurs compétences, tandis que l'inverse est vrai dans le cas des industries à salaires faibles. Dans cette optique, il est logique d'assimiler le secteur primaire aux industries à salaires élevés, et le secteur secondaire aux industries à salaires faibles[11].

Les écarts de salaires entre les industries et le chômage

Notre analyse des écarts de salaires entre les industries a révélé qu'il existe des écarts entre les salaires de travailleurs de compétences égales dans diverses industries et que ces écarts n'ont pas varié dans le temps. Nous examinons dans la présente section les conséquences de l'existence de ces écarts de salaires sur le chômage au Canada dans les années 80.

Nous posons deux questions interdépendantes. En premier lieu, la croissance des emplois à salaires élevés joue-t-elle un rôle plus important que la croissance des emplois à salaires faibles dans la réduction du niveau de chômage ? En deuxième lieu, dans l'affirmative, l'existence d'écarts de salaires peut-elle aider à expliquer la persistance du chômage dans les années 80 ?

Summers [1986] a examiné les taux de chômage de divers États des États-Unis et a constaté que la croissance des emplois à salaires élevés jouait un plus grand rôle dans la réduction du taux de chômage. Ce résultat peut s'expliquer de deux façons. Premièrement, les taux de rotation de la main-d'oeuvre ont tendance à être plus élevés chez les travailleurs qui occupent des emplois à salaires faibles; en d'autres termes, les emplois à salaires élevés affichent une plus grande stabilité. Deuxièmement, en raison des effets d'entraînement, les emplois à salaires élevés stimulent la création d'emplois dans les autres secteurs de l'économie [voir, par exemple, Gera et Rahman, 1991].

Tableau 17

Croissance de l'emploi et variation du chômage, Canada, 1976-1989[1]

	1976-1989	1981-1989
Modèle 1		
Variation en pourcentage de l'emploi total[2]	-0,09	-0,12
	(4,63)	(4,70)
R^2	0,14	0,20
Modèle 2		
Variation en pourcentage de l'emploi des industries à salaires élevés	-0,11	-0,13
	(3,88)	(3,46)
Variation en pourcentage de l'emploi des autres industries	-0,06	-0,11
	(1,80)	(2,03)
R^2	0,14	0,20

1 La variable dépendante est la variation du taux de chômage des provinces.

2 D'après des données sur l'emploi régional pour 46 industries. Les chiffres entre parenthèses sont des statistiques de *t*.

Source Estimations des auteurs, d'après des données de l'Enquête sur l'activité de 1986 de Statistique Canada.

Le tableau 17 présente des régressions de la variation du taux de chômage sur la variation en pourcentage de l'emploi au moyen de données sur les dix provinces canadiennes pour les périodes 1976-1989 et 1981-1989. Les résultats montrent que de 1976 à 1989, la variation de l'emploi dans les industries à salaires élevés a eu deux fois plus d'impact sur les taux de chômage que la

croissance de l'emploi dans les industries à salaires faibles. Par exemple, une croissance de l'emploi de 10 % dans les industries à salaires élevés dans une province aurait réduit le taux de chômage de cette province de 1,1 point de pourcentage; par contre, la même hausse de l'emploi dans les industries à salaires faibles n'aurait entraîné qu'une réduction de 0,6 point de pourcentage du taux de chômage de la province[12]. Les résultats du tableau 17 révèlent aussi que de 1981 à 1989, la croissance de l'emploi dans les industries à salaires faibles a aussi eu un effet sur le taux de chômage.

Le tableau 18 brosse un tableau de l'emploi et du chômage au Canada et, à titre d'exemple, en Ontario, d'après des données pour 46 industries. De 1976 à 1989, le taux de chômage au Canada s'est accru légèrement malgré le fait que l'emploi dans les industries à salaires faibles a augmenté de 4 points de pourcentage, tandis que l'emploi dans les industries à salaires élevés a diminué de deux points. Sur la même période en Ontario, le taux de chômage a fléchi principalement à cause du fait que l'emploi dans les industries à salaires faibles a progressé tandis qu'il est resté relativement stable dans les industries à salaires élevés.

Tableau 18

Croissance de l'emploi et chômage au Canada et en Ontario, 1976-1989

	Variation du taux de chômage	Variation de l'emploi[1]	Variation du ratio de l'emploi dans les industries à salaires élevés à l'emploi total	Variation du ratio de l'emploi dans les industries à salaires faibles à l'emploi total	Variation de la population active
	En points de pourcentage	En pourcentage	En points de pourcentage	En points de pourcentage	En pourcentage
Canada					
1976-1989	0,4	34,6	-2,0	4,0	32,3
1981-1989	–	15,0	-1,0	2,0	13,5
1985-1989	-3,0	12,7	1,0	–	7,8
Ontario					
1976-1989	-1,1	38,9	-0,3	2,0	34,3
1981-1989	-1,5	20,6	1,0	–	16,8
1985-1989	-2,9	14,4	1,0	-1,0	9,6

1 Les données sur l'emploi s'appliquent à 46 industries.

Source Estimations des auteurs, d'après des données d'enquêtes sur la population active de Statistique Canada.

L'impact positif considérable de la croissance de l'emploi dans les industries à salaires élevés sur le taux de chômage devient encore plus évident lorsqu'on examine sa contribution dans les années 80. Au Canada, de 1981 à 1989, la part dans l'emploi total de l'emploi dans les industries à salaires faibles a augmenté de deux points de pourcentage, la part de l'emploi dans les industries à salaires élevés a diminué d'un point de pourcentage, tandis que le taux de chômage restait stable. Dans la période 1985-1989, toutefois, la part de l'emploi dans les industries à salaires faibles n'a pas varié, la part de l'emploi dans les industries à salaires élevés a augmenté d'un point de pourcentage, tandis que le taux de chômage accusait une baisse de trois points de pourcentage. On a constaté une évolution semblable en Ontario, où la stabilité ou le déclin de la part de l'emploi dans les industries à salaires faibles conjugué à l'accroissement de la part de l'emploi dans les industries à salaires élevés a donné lieu à d'importantes diminutions du taux de chômage.

Ces résultats sont instructifs. Ils semblent indiquer que, même si la croissance globale de l'emploi joue un rôle dans la réduction du taux de chômage, c'est la croissance du nombre d'emplois à salaires élevés qui importe le plus.

Cette différence dans la réaction du chômage à la croissance de l'emploi dans les industries à salaires élevés et à salaires faibles peut-elle aider à expliquer la persistance du chômage dans les années 80 ? Un élément très important à cet égard est celui des pertes et des gains d'emplois observés dans ces secteurs dans les années 80. Il a fallu beaucoup de temps aux industries à salaires élevés pour se relever de la grave récession du début de la décennie. Le secteur des salaires élevés a perdu quelque 400 000 emplois de 1981 à 1983 et ne les a récupérés qu'en 1986. Par contre, le secteur des salaires faibles a connu une croissance de quelque 45 000 emplois de 1981 à 1983 et, pendant le reste de la décennie, il a progressé encore de 800 000 emplois. Pourtant, le taux de chômage global a mis du temps à diminuer. Le faible rythme de création d'emplois dans les industries à salaires élevés, ainsi que l'effet plus grand de la croissance de l'emploi des industries à salaires élevés sur le chômage total peuvent aider à expliquer la persistance du chômage au Canada dans les années 80.

On a soutenu que les travailleurs qui perdent leur emploi dans le secteur des salaires élevés préfèrent attendre un emploi à salaire élevé plutôt que d'accepter un emploi moins intéressant à salaire faible, ce qui contribue à prolonger le chômage[13]. Ce comportement s'explique entre autres par le fait que les travailleurs qui perdent un emploi à salaire élevé peuvent juger que le fait d'accepter un emploi à salaire faible indiquerait à d'éventuels employeurs d'industries à salaires élevés qu'ils ne sont pas qualifiés pour occuper de meilleurs emplois, ce qui réduirait leurs chances de trouver un emploi dans le secteur des industries à salaires élevés. En outre, en cas de généreuses prestations d'assurance-chômage, il peut être plus efficace de chercher à plein temps un nouvel emploi lorsqu'on est chômeur que lorsqu'on travaille. Dans une étude récente sur les Canadiens de sexe masculin, Ham et Rae [1987] constatent que la durée des éventuelles prestations d'assurance-chômage de ceux-ci influe sur leur comportement. A mesure qu'approche la fin des prestations, les

personnes ont tendance à intensifier leur recherche d'un emploi. En d'autres termes, l'intensité moyenne de la recherche pendant les périodes de chômage est inversement proportionnel au nombre de semaines donnant droit à des prestations.

V Résumé et conclusion

Les principaux résultats de l'analyse présentée dans le présent document peuvent se résumer ainsi :

- Premièrement, il existe réellement des écarts de salaires entre les industries, qui varient relativement peu dans le temps. En outre, la structure des écarts de salaires entre les industries est très semblable tant chez les cols blancs que chez les cols bleus.

- Deuxièmement, ces écarts ne peuvent pas s'expliquer par des facteurs compensateurs. La constatation selon laquelle la structure des salaires des diverses industries est la même pour les travailleurs réalisant diverses tâches milite fortement contre les écarts compensateurs.

- Troisièmement, ces écarts sont conformes aux explications du marché du travail qui reposent sur le partage de la rente, comme celles qui s'inspirent de la notion de salaires d'efficience.

- Quatrièmement, une réduction des emplois à salaires élevés accroît le chômage; toutefois, cette hausse du chômage n'est pas aussi bien neutralisée par une croissance des emplois dans les industries à salaires faibles.

Deux facteurs ont pu contribuer à la persistance du chômage dans les années 80. Premièrement, la rigidité des salaires dans les industries à salaires élevés a pu contribuer à la perte d'emplois dans ce secteur pendant les années 80. Deuxièmement, les données semblent indiquer que les travailleurs qui ont perdu leur emploi à salaires élevés ont pu rester chômeurs plus longtemps afin de retrouver un emploi dans le secteur des salaires élevés; en outre, l'intensité de leur recherche d'emploi a été plus faible pendant les premières semaines de chômage et n'a augmenté qu'à l'approche de la fin des prestations.

Ces résultats nous ont amené à conclure que des politiques qui peuvent améliorer la vigueur du secteur des salaires élevés et, en particulier, du secteur manufacturier, peuvent contribuer à réduire le chômage. En outre, comme les chocs ou les politiques qui nuisent aux industries à salaires élevés peuvent éventuellement créer un chômage persistant, il serait peut-être bon de se demander si les politiques de stabilisation devraient comprendre une analyse de l'impact potentiel sur les divers secteurs de l'économie.

L'existence de primes salariales ou de rentes a aussi des répercussions importantes sur la politique industrielle et commerciale. Les ouvrages parus

récemment aux États-Unis donnent à penser que les industries d'exportation ont tendance à verser des salaires élevés et que la promotion des exportations ferait augmenter la productivité et les salaires réels [voir, par exemple, Lawrence et Schultze, 1990]. Les auteurs de ces études soutiennent que certaines industries – comme celles du secteur de la haute technologie – revêtent plus d'importance que d'autres et que les forces du marché ne favorisent pas l'affectation de ressources suffisantes au secteur crucial de la haute technologie. Par conséquent, les politiques commerciales et industrielles plus généreuses d'autres pays évinceront les producteurs américains de ces importants secteurs et réduiront aussi le niveau de vie aux États-Unis. Ces auteurs préconisent des politiques industrielles visant de tels secteurs à salaires élevés.

Notes

1 Pour une revue plus complète, voir les chapitres 16 et 21 de Gunderson et Riddell [1988], OCDE [1985] et Dahrendorf *et al.* [1986].

2 L'Enquête sur l'activité (EA) de 1986 peut révéler qu'une personne a occupé jusqu'à cinq emplois en 1986. Toutefois, le nombre d'observations pour les troisième, quatrième et cinquième emplois occupés est trop faible pour permettre une analyse statistique significative. Pour cette raison, la plupart des données ne tiennent compte que des premiers emplois occupés. Il importe ici d'éclaircir la signification de l'expression « premier emploi ». Elle ne désigne pas nécessairement le tout premier emploi occupé, mais plutôt le premier emploi occupé en 1986, quel que soit le moment de son début. Toutefois, il se peut fort bien que le premier emploi occupé en 1986 ait été en fait le premier emploi à vie de certaines personnes.

3 Pour un examen détaillé des écarts de salaires compensateurs, voir Digby et Riddell [1986].

4 Toutefois, la taille et la dispersion des écarts de salaires sont plus fortes dans le cas des données de recensement que dans le cas des données de l'EA (voir le tableau 1). Cette différence tient au fait qu'on utilise dans l'EA une plus grande série de variables de contrôle que dans le recensement et que la variable dépendante dans les données de recensement est le salaire annuel, tandis qu'il s'agit du salaire horaire dans les données de l'EA. Bien que les régressions du recensement comprennent des variables dichotomiques pour tenir compte du nombre d'heures et de semaines travaillées, ces variables ne saisissent qu'une partie de la variation expliquée par le nombre d'heures travaillées.

5 Murphy et Topel [1987] ont établi une méthode statistique pour évaluer l'importance potentielle de la qualité du travail non observée dans les écarts de salaires. Leurs résultats les ont amenés à conclure que la capacité non observée explique la plus grande partie des écarts de salaires entre les industries. Katz et Summers [1989] ont mis en question ces résultats.

6 Krueger et Summers [1987] et Dickens et Katz [1987] soutiennent que les indications des régularités de la structure des salaires des industries dans le temps et d'une région à l'autre combinées aux résultats selon lesquels les industries les plus rentables versent les salaires les plus élevés jettent encore plus de doute sur l'explication des écarts de salaires par la qualité du travail non mesurée. Ils mettent en question l'opinion voulant qu'il y ait une corrélation entre la qualité du travail non mesurée et les caractéristiques du marché du produit.

7 Les travailleurs peuvent recevoir une compensation pour les différences qui existent dans le risque de chômage d'une industrie à l'autre. Murphy et Topel [1987] constatent que ce facteur n'explique qu'une partie relativement faible des écarts de salaires entre les industries.

8 Un expert consulté a indiqué que la corrélation entre les salaires des travailleurs syndiqués et non syndiqués peut traduire l'effet des menaces de syndicalisation. La plus forte dispersion des salaires des travailleurs non syndiqués peut être attribuable aux caractéristiques des marchés des produits des industries.

9 Dans les ouvrages récents, deux autres explications reposant sur le partage des rentes – les modèles « insider-outsider » et le modèle de la menace de syndicalisation – ont aussi été proposées comme explications possibles des écarts de salaires entre les industries. Les modèles insider-outsider s'inspirent de deux arguments : i) les frais d'exploitation liés à l'embauche, à la formation et au licenciement dissuadent les entreprises de remplacer leurs travailleurs (insiders) par des chômeurs (outsiders) et ii) les travailleurs peuvent influer sur le processus de négociation des salaires sans tenir compte des intérêts des chômeurs. Une conséquence clé des deux arguments est que l'influence des travailleurs dans le processus de détermination des salaires empêche les entreprises de réduire les salaires en cas d'excédent de l'offre de travail. Par conséquent, le chômage peut persister même si les niveaux de chômage globaux sont élevés. Pour un exposé détaillé sur les modèles insider-outsider, voir Blanchard et Summers [1986], Solow [1985]), Linkbeck et Snower [1986] et Katz [1988]. Dans son modèle de menace de syndicalisation, Dickens [1986] soutient que les primes salariales peuvent aussi être liées à la présence des syndicats ou à la menace d'actions collectives de la part des travailleurs. Les entreprises peuvent juger rentable de verser des salaires supérieurs à ceux de leurs concurrents aux travailleurs syndiqués afin d'empêcher les grèves et de maintenir l'harmonie dans les relations de travail.

10 Carmichael [1990] souligne que d'autres modèles pourraient aussi mener aux mêmes conclusions. Par conséquent, la conclusion qui peut être tirée de ce résultat est que l'existence de grands écarts de salaires entre les industries est certainement conforme aux modèles de salaires d'efficience, mais qu'elle ne prouve pas en elle-même la validité de ces modèles.

11 Katz [1986] soutient que le modèle du « tire-au-flanc » portant sur les salaires d'efficience offre aussi une explication des marchés du travail segmentés, en raison d'un écart de salaires séparant des travailleurs équivalents dans les secteurs primaire et secondaire et du rationnement des emplois dans le secteur primaire. Jones [1987] soutient que les employeurs du secteur primaire envisagent de verser des salaires d'efficience lorsqu'il est coûteux de surveiller les efforts des travailleurs. Les employeurs concluent alors qu'il est plus rentable d'embaucher des chômeurs, en se fondant sur l'acceptation d'emplois à salaires faibles pour éliminer les personnes les moins motivées. Les données de notre étude soutiennent l'idée selon laquelle des taux de rotation élevés sont associés aux emplois à salaires faibles. Pour d'autres points de vue sur cette question, voir Bulow et Summers [1986].

12 La croissance de l'emploi n'entraîne pas une réduction équivalente en pourcentage du chômage si elle découle soit de la croissance de la population, soit de l'augmentation du taux d'activité.

13 Summer [1986] a proposé cette notion de chômage transitoire en expliquant le comportement des hommes aux États-Unis à l'égard du chômage. Le concept de « chômage transitoire » ou de « chômage d'attente » a été proposé par Hall [1975]. Cette notion remonte aux travaux de pionnier réalisés par Harris et Todaro [1970] dans le contexte des économies sous-développées. Pour d'autres modèles dans la même veine, voir McDonald et Solow [1985] et Dickens et Lang [1985, 1988].

Liste des tableaux

1 Estimations des écarts de salaires pour les industries à un chiffre, Canada, 1986 5

2 Estimations des écarts de salaires pour les industries à deux chiffres, Canada, 1986 6

3 Analyse des sources de variation des salaires, Canada, 1986 11

4 Estimations des écarts de salaires pour les industries à deux chiffres, Canada, 1986 13

5 Estimations des écarts de salaires pour trois groupes professionnels, Canada, 1986 17

6 Divers échantillons et estimations des écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986 21

7 Estimations des écarts de salaires pour les industries à un chiffre, Canada, 1970, 1980 et 1985 22

8 Estimations des écarts de salaires entre les industries, par région, Canada, 1986 23

9 Impact de l'ajout successif de différentes variables de contrôle liées au capital humain sur les écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986 25

10 Travailleurs qui ont changé d'industrie et estimations des écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986 26

11 Estimations des écarts de salaires pour les industries à un chiffre, niveaux et différences premières, Canada, 1986 27

12 Analyse des estimations des écarts de salaires entre les industries pour les travailleurs à temps plein et à temps partiel, Canada, 1986 29

13 Estimations des écarts de salaires entre les industries pour les travailleurs syndiqués et non syndiqués, Canada, 1986 30

14 Estimations du maximum de vraisemblance des départs et écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986 34

15 Durée de l'emploi et estimations des écarts de salaires entre les industries, Canada, 1986 35

16 Part de l'emploi des industries à salaires élevés, faibles et moyens, Canada, 1975-1989 36

17 Croissance de l'emploi et variation du chômage, Canada, 1976-1989 38

18 Croissance de l'emploi et chômage au Canada et en Ontario, 1976-1989 39

Bibliographie

Akerlof, George A. et Yellen, Janet L., éd. [1986]. *Efficiency Wage Models of the Labour Market*, Cambridge, Cambridge University Press.

_____ [1987]. « The fair wage/effort hypothesis and unemployment », Berkeley (Cal.), University of California.

Blanchard, Olivier J. et Summers, Lawrence H. [1986]. « Hysteresis and the European unemployment problem », *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge (Mass.), National Bureau of Economic Research, p. 55-77.

Brown, Charles et Medoff, James [1989]. « The employer size wage effect », *Journal of Political Economy*, vol. 97, p. 1027-1059.

Bulow, Jeremy I. et Summers, Lawrence H. [1986]. « A theory of dual labour markets with application to industrial policy, discrimination, and Keynesian unemployment », *Journal of Labour Economics*, vol. 4, p. 376-414.

Carmichael, H. Lorne [1990]. « Efficiency wage models of unemployment: one view », *Economic Enquiry*, vol. 28, p. 269-295.

Conseil économique du Canada [1990]. *L'emploi au futur : tertiarisation et polarisation*, Ottawa, Approvisionnements et Services Canada.

Dahrendorf, R., *et al.* [1986]. *Labour Market Flexibility*, Paris, OCDE.

Dickens, William T. [1986]. « Wages, employment and the threat of collective action by workers », Working paper No. 1856, Cambridge (Mass.), National Bureau of Economic Research.

Dickens, William T. et Lang, Kevin [1985]. « A test of dual labour market theory », *American Economic Review*, vol. 75, p. 792-805

_____ [1988]. « The reemergence of segmented labour market theory », *American Economic Review*, Papers and Proceedings, vol. 78, p. 129-134.

Dickens, William T. et Katz, Lawrence [1986]. « Industry and occupation wage patterns and theories of wage determination », inédit, Berkeley (Cal.), University of California, Department of Economics.

Dickens, William T. et Katz, Lawrence [1987]. « Interindustry wage differences and industry characteristics » dans *Unemployment and the Structure of Labour Markets*, sous la direction de Kevin Lang et Jonathan Leonard, Oxford, Basil Blackwell, p. 48-89.

Digby, C. et Riddell, W. C. [1986]. « Occupational health and safety in Canada », *Canadian Labour Relations*, sous la direction de W. C. Riddell, Toronto, University of Toronto Press, p. 285-320.

Doeringer, Peter B. et Piore, Michael J. [1971]. *Internal Labour Markets and Manpower Analysis*, Lexington, Heath Lexington.

Freeman, Richard [1980]. « The exit-voice tradeoff in the labour market: unionism, job tenure, quits and separations », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 96, p. 643-673.

Freeman, Richard et Medoff, James [1984]. *What Do Unions Do?* New York, Basic Books.

Gera, Surendra et Rahman, Syed Sajjadur [1991]. « Sectoral labour mobility and unemployment in Canada: evidence for the 1980s », document de travail n° 17, Ottawa, Conseil économique du Canada.

Gunderson, Morley et Riddell, W. Craig [1988]. *Labour Market Economics*, 2e éd., Toronto, McGraw-Hill Ryerson.

Hall, Robert E. [1975]. « The rigidity of wages and persistence of unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 301-335.

Ham, John C. et Rea, Samuel A., Jr. [1987]. « Unemployment insurance and male unemployment duration in Canada », *Journal of Labour Economics*, vol. 5, p. 325-353.

Harris, John R. et Todaro, Michael P. [1970]. « Migration, unemployment and development: a two sector analysis », *American Economic Review*, vol. 60, p. 126-142.

Jones, S.R.G. [1987]. « Screening unemployment in a dual labour market », *Economic Letters*, vol. 25, p. 191-195.

Katz, Lawrence F. [1986]. « Efficiency wage theories: a partial evaluation », *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge (Mass.), National Bureau of Economic Research, p. 235-275.

Katz, Lawrence F. [1988]. « Some recent developments in labour economics and their implications for macroeconomics », *Journal of Money, Credit, and Banking*, vol. 20, p. 507-530.

Katz, Lawrence F. et Summers, Lawrence H. [1989]. « Industry rents: evidence and implications », *Brookings Papers: Microeconomics*, p. 209-290.

Kostiuk, Peter F. [1990]. « Compensating differentials for shift work », *Journal of Political Economy*, vol. 98, p. 1054-1075.

Krueger, Alan B. et Summers, Lawrence H. [1987]. « Reflections on the inter-industry wage structure » dans *Unemployment and the Structure of the Labour Markets*, sous la direction de Kevin Lang et Jonathan Leonard, Oxford, Basil Blackwell, p. 17-47.

_____ [1988]. « Efficiency wages and the inter-industry wage structure », *Econometrica*, vol. 56, p. 259-293.

Kumar, Pradeep [1974]. « Relative wage differentials in Canadian industries », Research and current issues series No. 25, Kingston (Ontario), Queen's University, Industrial Relations Centre.

Lawrence, Robert Z. et Schultze, Charles L. [1990]. « Evaluating the options » dans *An American Trade Strategy*, sous la direction de Robert Z. Lawrence et Charles L. Schultze, Washington (D.C.), The Brookings Institution, p. 1-41.

Lindbeck, Assar et Snower, Dennis J. [1986]. « Wage setting, unemployment, and insider-outsider relations », *American Economic Review*, vol. 76, p. 235-239.

McDonald, Ian M. et Solow, Robert M. [1985]. « Wages and employment in a segmented labour market », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 100, p. 1115-1141.

Murphy, Kevin M. et Topel, Robert H. [1987]. « Unemployment, risk, and earnings: testing for equalizing wage differences in the labour market » dans *Unemployment and the Structure of the Labour Markets*, sous la direction de Kevin Lang et Jonathan Leonard, Oxford, Basil Blackwell, p. 103-140.

Organisation de coopération et de développement économiques [1985]. *Perspectives de l'emploi, Paris, OCDE.*

Ostry, Sylvia et Zaidi, Mahmood A. [1979]. *Labour Economics in Canada*, 3e éd., Toronto, Macmillan.

Pencavel, John [1970]. *An Analysis of the Quit Rate in American Manufacturing Industry*, Princeton, Princeton University, Industrial Relations Section.

Raff, Daniel M.G. et Summers, Lawrence H. [1987]. « Did Henry Ford pay efficiency wages? », *Journal of Labour Economics*, vol. 5, p. 557-586.

Salop, S. [1979]. « A model of the natural rate of unemployment », *American Economic Review*, vol. 69, p. 117-125.

Solow, Robert M. [1985]. « Insiders and outsiders in wage determination », *Scandanavian Journal of Economics*, vol. 87, p. 411-428.

Summers, Lawrence H. [1986]. « Why is the unemployment rate so very high near full employment? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 339-396.